

La demande de logements au Canada

Par Marion Steele

Étude analytique du recensement



La demande de logements au Canada

Par Marion Steele

Publication autorisée par
le président du Conseil du Trésor

Décembre 1979
8-0003-528

Prix: $2.80

Catalogue 99-763F

Ottawa

This publication is available in English upon request (Catalogue 99-763E)

AVANT-PROPOS

Le recensement du Canada représente une mine de renseignements sur la situation des groupes et collectivités du peuple canadien, pour une période s'étendant sur de nombreuses années. Il s'est révélé avantageux au Canada, comme dans d'autres pays, de compléter ces rapports statistiques de recensement par des monographies analytiques sur un certain nombre de sujets choisis. Le recensement de 1931 a servi de source à plusieurs monographies très utiles, mais, pour diverses raisons, il a été impossible de reprendre cette formule dans un programme semblable avant 1961. Les monographies du recensement de 1961 ont été bien reçues par le public, et ont été citées à plusieurs reprises dans de nombreux documents donnant sur les problèmes de planification ayant rapport à diverses questions telles que la main-d'oeuvre, l'urbanisation, le revenu, le statut de la femme et les tendances du marché. Elles ont eu aussi une importance capitale dans l'évaluation et l'amélioration dans la qualité et la pertinence des données sociales et économiques fournies par Statistique Canada. Cet heureux résultat a mené à la décision d'élargir ce programme d'études analytiques de recensement en passant un contrat avec la Fédération canadienne des sciences sociales. La présente série d'analyses est largement basée sur les résultats du recensement de 1971.

L'objet de ces études est de fournir une analyse des phénomènes sociaux et économiques au Canada. Bien que s'appuyant en grande partie sur les résultats du recensement de 1971, ces études ont aussi utilisé des renseignements provenant d'autres sources. Ces exposés sont présentés de telle façon que leurs conclusions essentielles et leurs interprétations peuvent être comprises par une audience générale de citoyens et de fonctionnaires intéressés, qui très souvent ne disposent pas des ressources nécessaires pour intépréter et digérer les rangées de chiffres qui apparaissent dans les bulletins statistiques de recensement. Pour ces personnes, des textes interprétatifs qui ramènent à la vie des statistiques arides sont un aspect important de la diffusion des données de recensement. Ces textes sont souvent la seule façon que les citoyens et fonctionnaires intéressés ont pour percevoir les bénéfices de placements de fonds nationaux dans le recensement. Le présent ouvrage s'inscrit dans le cadre de la série qui sera publiée traitant de plusieurs aspects de la population canadienne, comprenant le revenu, l'usage de la langue, l'agriculture, la composition de la famille, la migration, l'immigration, la fertilité humaine, la participation à

la main-d'oeuvre, le logement, le trajet journalier entre la résidence et le lieu de travail et la répartition de la population.

Je tiens à remercier les universités qui ont permis aux membres de leur personnel de contribuer à cette série, les auteurs à Statistique Canada qui ont donné généreusement un effort supplémentaire, en dehors des heures de bureau, dans la préparation de leurs études, et un certain nombre d'autres membres de Statistique Canada qui ont également prêté main-forte. Un comité de direction de la Fédération canadienne des sciences sociales a organisé et dirigé le progrès de la sélection des auteurs pour plusieurs de ces études, et a pris les dispositions nécessaires pour la critique de sept des manuscrits. Nous remercions également les divers lecteurs, tous experts dans leur domaine, dont les observations ont grandement aidé les auteurs.

Bien que ces études aient été rédigées à la demande de Statistique Canada qui se charge de les publier, chaque auteur assume l'entière responsabilité de ses analyses et conclusions.

Le statisticien en chef du Canada,

PETER G. KIRKHAM.

PRÉFACE

L'objet de la présente monographie est d'utiliser les chiffres du recensement de 1971 pour cerner les facteurs qui influent sur les trois décisions des consommateurs en matière de logement. La première est la décision de décohabiter ou non; cela équivaut à la décision de devenir ou non chef d'un nouveau ménage. Cette décision, généralement omise des études transversales, demeure avant tout la base logique des deux autres décisions que l'on étudie ici, c'est-à-dire la décision concernant le mode d'occupation et la décision relative à la dépense.

L'analyse s'attache à l'aspect économique de ces décisions et, plus particulièrement, aux effets relatifs des éléments de revenu et de patrimoine. À cette fin, et en nous fondant sur la base de données du recensement, nous définirons et évaluerons trois variables du revenu, soit le revenu permanent, le revenu transitoire imprévu et le revenu transitoire prévu, ainsi qu'une dernière variable de la richesse appelée valeur nette d'option. Nous avons consacré une grande partie de nos efforts à mettre au point ces différentes variables et la réussite de notre entreprise dépendra dans une large mesure de l'évaluation que nous avons faite de ces éléments.

Un des objectifs secondaires de la présente monographie vise à expliquer les différences qui existent entre les décisions en matière de logement dans les régions rurales et les petites régions urbaines, par opposition aux grandes régions urbaines. Les études de logement font habituellement omission des régions rurales mais les différences liées aux divers niveaux d'urbanisation devraient aider à jeter quelque lumière sur les rouages du marché immobilier.

Beaucoup de gens m'ont aidé à réaliser cette étude. D'abord, grâce à l'ingéniosité et au travail soigné de Jenny Arnott, nous avons pu éviter bien des écueils aux étapes critiques de l'étude. Plusieurs autres personnes ont collaboré par leurs recherches. Ainsi, Donald Heimbecker a mené une recherche littéraire utile lors de la mise en branle de la monographie. Par son esprit d'initiative et son grand talent d'analyste, Margaret Buckley nous a aidé à évaluer la qualité des données. Karen Dares a consacré de longues heures, lors du travail exploratoire, à s'assurer que le travail de vérification des données, de production des tableaux et d'estimation des régressions était fait correctement. La contribution de Jane Forster et Daniel Perrin ne fut pas aussi immense, mais elle nous a été très importante puisqu'ils ont conçu une astucieuse programmation informatique.

John Lewis a collaboré de façon notable à l'étude en nous envoyant un exemplaire de ses programmes de régression et de logique et en nous aidant à les utiliser. Ces programmes sont beaucoup plus rapides que ceux que je connais et il aurait été financièrement impossible d'obtenir la plupart de nos résultats sans eux. De son côté, Gillian Leslie a fait de légères mais très importantes modifications aux programmes de Lewis. Elle s'est également occupée de la lourde tâche de programmation des variables du patrimoine et du revenu et a beaucoup aidé à mettre au point les spécifications.

La participation de Clive Southey s'est surtout fait sentir lors de l'analyse du chapitre 2. Le travail de John Bossons et Ronald Bodkin s'est soldé par des critiques fort à point concernant le chapitre 6. Leroy Stone et deux autres experts nous ont fait tenir des observations utiles qui ont amélioré le manuscrit. David Mosey, quant à lui, nous a aidé au travail d'analyse et à d'autres tâches. Bien entendu, aucune de ces personnes ne saurait être responsable des erreurs d'interprétation. Je remercie Sue Patterson qui a dactylographié le manuscrit avec une rapidité et une précision remarquables.

Marion Steele,
Université de Guelph,
Janvier 1979

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES MATIÈRES - suite

TABLE DES MATIÈRES - fin

Chapitre Page

LISTE DES TABLEAUX

LISTE DES TABLEAUX - suite

Tableau Page

LISTE DES TABLEAUX - fin

LISTE DES GRAPHIQUES

CHAPITRE 1

INTRODUCTION ET RÉSUMÉ D'ÉTUDE

Les ouvrages sur les sciences sociales au Canada présentent peu de lacunes aussi surprenantes que celle concernant le logement. La seule étude du comportement des ménages sur le marché du logement est une monographie du recensement publiée il y a une quarantaine d'années (Greenway, 1941). Par voie de conséquence, des paramètres de base comme l'élasticité de la demande de logements par rapport au revenu, font tout à fait défaut. Les données sur cette élasticité sont nécessaires tant pour établir des prévisions à long terme que pour formuler des jugements normatifs. Les estimations canadiennes disponibles proviennent en grande partie de modèles basés sur des séries chronologiques. Ces séries ont une certaine utilité en tant qu'indicateurs du rapport entre la construction résidentielle neuve globale et les fluctuations du revenu total. Elles sont moins utiles, par ailleurs, comme indicateurs de la réaction des ménages à l'égard du logement en cas de modification du revenu. Elles sont encore moins utiles lorsqu'il s'agit d'évaluer un type de ménage précis comme ceux dont le chef est âgé de plus de 65 ans. Pour avoir la réponse à de telles questions, il faudrait procéder à une étude approfondie de recoupement des particuliers et des ménages.

À l'encontre du Canada où l'on trouve peu de travaux sur le logement, il y a aux États-Unis une prolifération d'études dans ce domaine. Toutefois, l'attention qui y est portée au problème de la discrimination evers les Noirs réduit leur utilité au Canada. Sur le marché du logement canadien, la dichotomie culturelle qui présente quelque intérêt est celle qui existe entre les Québécois et les autres Canadiens, mais elle n'a rien de commun avec la dichotomie entre les Blancs et les Noirs aux États-Unis. En outre, la structure des lois fiscales et des paiements de transfert est très différente, dans les deux pays. Aux États-Unis, les propriétaires peuvent déduire les taxes foncières et les intérêts hypothécaires dans le calcul de leur revenu imposable tandis qu'ils ne le peuvent pas au Canada. Aux États-Unis, les maisons sont, dans certains cas, soumises à l'impôt sur les gains en capital alors qu'au Canada elles en sont toujours exonérées. Compte tenu de ces différences, il serait peu prudent de se baser sur les études américaines pour établir, par exemple, le rapport entre des variables telles que le revenu, l'âge et la consommation de logements au Canada.

1.1. Décisions relatives à la consommation de logements selon une échelle de décisions

On peut facilement classer les décisions des consommateurs en matière de logement selon une échelle de décisions. La première est la décision de décohabiter ou non; cela équivaut à la décision de devenir chef d'un nouveau ménage ou non. La prochaine décision concerne le mode d'occupation: doit-on devenir propriétaire d'un logement pour ensuite l'occuper ou non. Vient ensuite la décision relative à la dépense. Ainsi, un locataire doit décider du montant du loyer qu'il peut verser pour un logement, et un propriétaire, de la somme dont il est prêt à disposer pour l'achat d'un logement.

Les décisions relatives à la dépense et au mode d'occupation font souvent l'objet d'études et sont parfois examinées en même temps (Kain et Quigley, 1975; Goldstein, 1971; Morgan, 1965; David, 1962), alors que celle concernant la décohabitation est généralement omise des études transversales. Quand cette décision est étudiée, on constate généralement qu'une grande attention est portée aux facteurs démographiques au détriment des facteurs économiques (Kirkland, 1971). Cela se produit plus particulièrement lorsque la décision est motivée par le désir de devenir chef de ménage plutôt que par le besoin d'un logement.

Le fait que les économistes négligent de tenir compte de la décohabitation dans leurs études transversales (à l'exception de Carliner, 1975) et que ce type de décision soit invariablement omis des études exhaustives telles que celles de David (1962) et Kain et Quigley (1975) est un contraste frappant par rapport à l'attention qui y est portée dans les études des séries chronologiques. En règle générale, l'analyse des séries chronologiques tient surtout compte de la demande de logements, plutôt que de la valeur immobilière ou mode d'occupation (Smith, 1974; Waslander, 1973). De fait, la variable relative à la valeur immobilière en est souvent omise (Fair, 1971).

La présente étude porte sur les trois niveaux de l'échelle de décisions, et le même modèle à variables multiples est utilisé dans chaque cas. Ce modèle est défini comme le résultat de l'analyse des rouages du marché du logement exposée dans le chapitre 2. Quatre variables du budget y sont incluses: le revenu permanent, le revenu transitoire prévu, le revenu transitoire imprévu et la valeur nette d'option. On pourrait s'attendre que le revenu permanent occupe la première place dans la plu-

part des décisions relatives au logement; cependant, comme le mode d'occupation et la valeur d'un logement possédé sont aussi bien des décisions relatives à l'investissement qu'à la consommation, une certaine importance doit également être accordée à la valeur nette d'option. Le revenu transitoire prévu qui, dans le cas des jeunes très instruits, est considérable tout en étant négatif, compte tenu de la courbe fortement ascendante de leurs gains par rapport à l'âge, et le revenu transitoire imprévu, qui équivaut à peu près à la différence entre le revenu mesuré et le revenu du consommateur moyen du même âge et du même niveau socio-économique, peuvent aussi être importants dans la décision à cause de l'incertitude de la situation et des exigences du crédit.

Les autres variables importantes qui interviennent dans notre modèle sont, entre autres, l'âge, le nombre d'enfants et le nombre d'adultes. Plus l'âge est avancé, moins il est probable qu'une réinstallation ait lieu et, par conséquent, la probabilité d'engager des dépenses dans un déménagement est également faible. Il faut de plus tenir compte du fait, dans ce cas, que le revenu et les besoins d'un ménage de taille réduite varieront moins. Le nombre d'adultes dans un ménage est important étant donné son incidence sur le partage des travaux d'entretien et des dépenses du ménage.

Contrairement à certaines études (King, 1972; Goldstein, 1971), nous ne limitons pas notre analyse aux ménages qui viennent de déménager. Tel que nous le mentionnons au chapitre 2, rien ne porte à croire que la consommation de logements par les gens qui déménagent soit plus équilibrée que celle des personnes qui restent sur place; de plus, il peut y avoir une grande différence entre les caractéristiques de base des gens qui déménagent et celles du reste de la population.

1.2. Différences urbaines et rurales et différences régionales

La présente étude diffère des autres par l'attention portée aux régions rurales, aux petites agglomérations urbaines et aux différences régionales. Les récentes microanalyses du comportement des ménages sur le marché du logement ne s'intéressent qu'aux grandes régions urbaines (par exemple, Straszheim, 1975; Muth, 1969). Une des raisons en est le coût: il en coûte beaucoup plus de recueillir des données sur les régions rurales que sur les régions urbaines étant donné que la population y est moins nombreuse. Ce problème ne se pose pas ici puisque nous

utilisons les données du recensement. Aux États-Unis, en plus du coût, il y a le fait que c'est dans les grandes régions urbaines que les problèmes de logement, particulièrement les problèmes raciaux, sont les plus graves.

Il est regrettable que l'on ne tienne pas compte des régions rurales, car le comportement en matière de logement dans les régions peu urbanisées est différent de celui qu'on trouve dans les centres urbains en ce qu'il est influencé en partie par des valeurs différentes que présentent les variables intervenant dans l'analyse. Une de ces variables est le prix du terrain. Comme ce prix est peu élevé dans les régions rurales, il est un facteur explicatif de première importance de la proportion considérable de logements occupés par leur propriétaire.

À cause du manque de données sur les prix, les régions dont les niveaux d'urbanisation sont inégaux sont étudiées séparément et sont traitées comme des échantillons distincts dans les estimations. En outre, le modèle complet à variables multiples n'est utilisé que pour deux régions métropolitaines de recensement, Toronto et Montréal. Pour l'analyse des autres régions, nous utilisons un modèle tronqué en prenant le revenu comme unique variable indépendante. Dans ce modèle, l'estimation porte sur des échantillons stratifiés par niveau d'urbanisation et par province et sur des échantillons stratifiés par niveau d'urbanisation et par âge.

Le modèle tronqué sert à plusieurs fins. Une des principales raisons de son utilisation est le manque de flexibilité que présente une étude où le modèle à variables multiples est estimé pour toutes les strates mentionnées ci-dessus. En outre, dans plusieurs cas, le paramètre qui présente beaucoup d'intérêt à calculer est l'élasticité-revenu de la demande de logement et non l'élasticité-revenu du logement, compte tenu du niveau de scolarité du chef de ménage. Dans l'élaboration de politiques en particulier, il est important de savoir dans quelle mesure on peut utiliser la valeur des actifs possédés comme substitut du revenu. Il s'agit ici d'une question essentiellement statistique et non d'une question de comportement.

Il y a une raison, qui est d'ordre technique, pour laquelle on utilise un modèle tronqué. Dans les modèles basés sur les séries chronologiques agrégées, les variables sociologiques ne sont presque jamais utilisées et il y a très peu de variables démographiques[1]. Lorsqu'il y a une colinéarité et que de telles variables

---

Voir note(s) à la page 30.

devraient être incluses alors qu'elles ne le sont pas, les estimations des coefficients du revenu sont affectées d'une erreur de spécification. Par exemple, s'il y a une relation positive entre le revenu et le niveau de scolarité et entre le logement et le niveau de scolarité, lorsque le niveau de scolarité est exclu de l'équation de régression, l'effet positif estimé de revenu sur le logement est plus grand que l'effet réel. Par conséquent, lorsqu'on exclut le niveau de scolarité et d'autres variables socio-démographiques du modèle transversal de ménages individuels, les estimations du coefficient du revenu que l'on obtient sont affectées d'une erreur de spécification. Cette erreur est analogue à l'erreur de spécification que l'on trouve dans les estimations des séries chronologiques dans la mesure où les corrélations du revenu et des variables exclues sont les mêmes pour tous les ménages, comme elles le sont dans le temps. Par conséquent, les estimations paramétriques du modèle tronqué peuvent être plus facilement intégrées dans un modèle (tronqué) de séries chronologiques que les estimations d'un modèle complet à variables multiples.

1.3. Sommaire des observations

1.3.1. Logement, âge et revenu

Le chapitre 4 expose l'ensemble des données utilisées dans les chapitres ultérieurs. La description des caractéristiques du logement y est d'abord donnée selon leurs particularités dans les régions de différents niveaux d'urbanisation et dans les provinces, puis selon l'âge du chef de ménage. En dernier lieu, on y trouve l'analyse du rapport entre le revenu et le taux de logements par adulte, la proportion de propriétaires et les dépenses des locataires et des propriétaires.

Les données du chapitre 4 indiquent que la valeur moyenne des logements individuels occupés par leur propriétaire est de 91 % plus élevée dans les grandes régions urbaines[2] que dans les régions rurales non agricoles tandis que l'écart de la valeur moyenne brute des loyers entre ces deux types de régions est de 65 %. Ces écarts sont expliqués en grande partie par la grande superficie de terrain qu'occupe chaque logement individuel et par les prix plus élevés du terrain dans les régions urbanisées. Il en découle que le fardeau des dépenses de logement des propriétaires par rapport à celui des locataires est plus lourd dans les régions très urbanisées qu'il ne l'est dans les autres. L'écart entre les loyers et la valeur

Voir note(s) à la page 30.

des logements est moins grand entre les provinces qu'entre les divers niveaux d'urbanisation. Par contre, l'écart dans les RMR de Toronto et de Montréal est frappant, la valeur des logements et les loyers étant respectivement de 69 % et de 33 % plus élevée à Toronto qu'à Montréal. C'est, dans une certaine mesure, l'effet de la tendance inverse des variations de prix dans ces deux villes (d'après les données du Services d'inscriptions multiples) au cours des quelques années précédant le recensement de 1971.

L'occupation des logements par leur propriétaire est beaucoup plus courante dans les régions rurales non agricoles que dans les grandes régions urbaines, soit 70 % des ménages contre 51 % respectivement. Comme dans le cas de la valeur des logements, les différences provinciales sont beaucoup moins prononcées, à l'exception du Québec où seulement 36 % des ménages des grandes agglomérations urbaines sont propriétaires de leur logement, contre 70 % pour l'ensemble du Canada. La préférence des Québécois envers la location d'un logement a été constatée dès la première collecte de données à ce sujet.

Dans les grandes régions urbaines, près de 19 % des propriétaires demeurent dans des immeubles à logements multiples qui leur appartiennent. Au Québec, cette proportion atteint 40 %, en raison du nombre de duplex et de triplex qu'on y trouve. Cela démontre qu'alors que l'habitation en copropriété était chose rare avant 1970, l'occupation d'un logement par son propriétaire dans un immeuble à logements multiples ne l'était pas. Il ressort également de ces données que le stock immobilier présente une élasticité considérable,puisque le propriétaire occupant un logement dans une maison qui lui appartient et qu'il a convertie en appartements peut facilement la retransformer en logement individuel au fur et à mesure que les besoins de sa famille et son revenu changent.

Dans les régions rurales, les logements sont quelque peu plus spacieux que dans les grandes régions urbaines, mais ils n'en ont pas tout le confort. Il est très rare qu'on trouve un logement sans toilette avec chasse d'eau dans un grand centre urbain, tandis que 20 % des logements en manquent dans les régions rurales. Dans ces régions, moins des deux tiers des logements ont un système de chauffage central et la plupart ont été construits avant 1920. À l'échelle provinciale, la qualité des logements au Québec et dans les Maritimes est inférieure à ce qu'on trouve ailleurs, le Québec ayant la proportion la plus basse de logements avec système de chauffage central.

Les caractéristiques du logement varient fortement en fonction de l'âge du chef de ménage. Dans les grandes régions urbaines, 24 % des chefs de ménage approchant de la trentaine sont propriétaires de leur logement. La proportion de propriétaires atteint son point culminant dans la tranche d'âge de 45-54 ans puis baisse assez rapidement. Il y a une quarantaine d'années, le taux de propriétaires était beaucoup plus bas dans le groupe d'âge jeune, mais il était à peu près le même dans le groupe des 55 ans et plus. Le phénomène de l'acquisition d'un premier logement à un âge de plus en plus jeune peut probablement être attribué à la libéralisation des paiements d'hypothèques au cours des dernières années.

De façon typique, les ménages dont le chef est âgé de 55 ans et plus occupent à peu près le même nombre de pièces que les jeunes ménages, bien que leur famille soit plus petite et leur revenu beaucoup moins important. La diminution du nombre de pièces par rapport à l'âge n'est pas beaucoup plus marquée dans le cas des locataires que des propriétaires; par conséquent, la faible diminution constatée ne peut pas être attribuée au seul fait que les propriétaires hésitent à vendre leur propriété à cause des frais de courtage et autres coûts qu'une telle transaction peut entraîner.

1.3.2. Demande d'un logement individuel

La demande d'un logement individuel vient surtout du désir d'avoir une vie privée et d'acquérir de l'autonomie. À l'encontre d'autres caractéristiques du logement, ces dernières ne sont pas désirées par tous; par exemple, un homme marié ne voudra pas généralement vivre dans un autre logement que celui de sa femme, même si on lui en offre un gratis. De ce fait, les variables démographiques interviennent beaucoup plus dans la décision d'occuper un logement individuel que dans toute autre décision ayant trait au logement; c'est pourquoi on a pris soin de bien faire des distinctions pour le sexe et l'état matrimonial dans l'analyse qui suit.

Il serait tout d'abord utile de noter quelques faits observés à l'égard de l'ensemble des adultes âgés de 25 ans et plus (à l'exclusion des femmes mariées). Contrairement aux autres caractéristiques du logement, le nombre de logements par adulte, communément appelé le taux de chefs de ménage, varie peu en fonction du niveau d'urbanisation mais présente une différence considérable d'une région à une autre. En règle générale, plus on s'en va vers l'Ouest, plus ce taux est élevé. Par exemple, à Terre-Neuve, la demande est de 0.72 logement par adulte (selon la

définition donnée ci-dessus) alors qu'elle est de 0.86 en Alberta. Aucune tendance précise ne se dégage quant à l'incidence du revenu sur le taux de chefs de ménage à divers niveaux d'urbanisation ni entre les provinces. Dans toutes les régions, l'incidence du revenu sur le taux de chefs de ménage a une signification statistique aussi bien qu'une importance quantitative. De fait, dans la plupart des régions, une augmentation du revenu de $1,000 a pour effet d'augmenter le taux de chefs de ménage de plus de trois points de pourcentage.

Le rapport du taux de chefs de ménage à l'âge est différent dans les régions très urbanisées et moins urbanisées. Le taux de chefs de ménage chez les jeunes célibataires est beaucoup plus élevé dans les grandes régions urbaines que dans les régions rurales, mais l'écart diminue à mesure que l'âge augmente jusqu'au groupe d'âge le plus avancé où l'inverse se produit. Ainsi, dans le groupe d'âge 25-29 ans, ce taux est de 0.30 dans les grandes régions urbaines contre 0.13 dans les régions rurales; passé 65 ans, les taux sont de 0.45 et 0.65 respectivement. Vraisemblablement, la puissance des liens de famille dans les régions rurales fait contrepoids au bas prix du logement. L'élasticité-revenu est généralement supérieure à 0.5 dans le cas des moins de 30 ans et diminue fortement avec l'âge. On peut en déduire que la probabilité d'accroissement du nombre de ménages par suite de l'augmentation du revenu dépend en grande partie de la proportion de jeunes âgés de 21 à 30 ans dans la population et que l'incidence de l'accroissement des revenus sur la décohabitation atteindra un sommet à la fin de la décennie actuelle.

Alors que la plupart des hommes mariés sont chefs de ménage, le taux de chefs de ménage parmi les autres catégories de personnes est beaucoup plus bas et la probabilité de changement est d'autant plus forte. Dans le cas des célibataires de 25 ans et plus, le revenu transitoire a à peu près le même effet que le revenu permanent, et ils ont tous deux une incidence considérable sur le taux de chefs de ménage et, par voie de conséquence, sur la demande de logements. La valeur des autres variables étant égale, le taux probable de chefs de ménage à Toronto, selon un revenu permanent de $5,000 (1970), de $10,000 et de $15,000 est respectivement de 0.66, 0.79 et 0.88. Les variables démographiques comme le statut du chef, du point de vue de l'immigration et la langue maternelle, ont aussi une grande incidence, mais l'impulsion donnée à la demande de logements par l'arrivée d'immigrants n'est que de courte durée. Le taux de chefs de ménage parmi les immigrants arrivés depuis plus de cinq ans diffère peu de celui des Canadiens nés au pays.

À Toronto, le chômage a un effet négatif considérable sur le taux de chefs de ménage chez les hommes célibataires, ce qui entraîne un fléchissement considérable du marché du logement locatif, en particulier pendant les périodes de chômage intense. L'élévation du niveau de scolarité augmente fortement le taux de chefs de ménage chez les jeunes hommes célibataires, mais son incidence se fait moins sentir dans les autres cas. Cela laisse sous-entendre que l'effet produit par un niveau de scolarité élevé ne découle pas tellement du fait qu'un tel niveau amplifie de façon constante l'aspiration à un autre mode de vie et le désir d'acquérir son autonomie, mais plutôt du fait que de nombreux jeunes gens sont obligés de quitter leur foyer et s'installer dans une autre ville pour atteindre le niveau de scolarité désiré.

Le taux de chefs de ménage présente une différence marquée lorsqu'on l'observe selon le sexe. Si l'on normalise en fonction d'une vaste gamme de données, il y a des chances que l'on trouve plus de jeunes femmes célibataires qui sont chefs de ménage que de jeunes hommes, et que le revenu intervienne pour une grande part dans leur choix. Dans le groupe des personnes veuves, séparées ou divorcées d'âge moyen, la probabilité de trouver des femmes chefs de ménage est plus grande que dans le cas des hommes.

1.3.3. Décision d'acheter un logement

Il y a un rapport étroit entre la propriété d'une part et l'accumulation des actifs et le sentiment de sécurité, d'autre part. Il est donc intéressant de noter que l'effet du revenu sur la propriété, lequel est considérable dans les grands centres urbains, diminue sensiblement au fur et à mesure que le niveau d'urbanisation s'abaisse de sorte que, dans les régions rurales non agricoles, l'incidence du revenu est très faible sur le plan quantitatif. Dans ces régions, le revenu influe plus sur la décision de devenir chef de ménage que sur celle de devenir propriétaire. Cela est attribuable au bas prix du terrain et à la disponibilité de logements de qualité inférieure dont on peut devenir propriétaire dans les régions rurales.

La probabilité d'accession à la propriété est fortement influencée par l'âge. Dans les régions rurales, l'augmentation de la probabilité brute est monotone en fonction de l'âge, tandis que dans les autres régions, elle atteint son sommet dans le groupe d'âge 45-54 ans. Ce sommet est de 0.64 dans les grandes régions urbaines et de 0.79 dans les petites. Lorsqu'on tient compte d'autres variables comme le

revenu et la taille du ménage, cette probabilité n'atteint son sommet que 10 ans plus tard. À noter qu'aucun sommet n'apparaît dans les données des États-Unis, probablement parce que, dans ce pays, la loi sur les gains en capital incite les gens âgés à ne pas vendre leur logement avant d'en avoir acheté un autre. Il est donc probable que, si les résidences au Canada tombaient également sous le coup de l'impôt sur les gains en capital, cela réduirait le nombre de personnes âgées qui vendent leur maison à de jeunes familles.

Seuls les échantillons de Montréal et de Toronto interviennent dans le modèle à variables multiples concernant la propriété. Dans ce modèle, le nombre d'enfants influe considérablement sur la probabilité qu'un ménage devienne propriétaire, en particulier à Toronto et lorsque le chef de ménage a moins de 45 ans. Le fait que l'incidence du nombre d'enfants soit moindre à Montréal est probablement attribuable à la possibilité d'y louer des logements convenant à des familles à des prix beaucoup plus bas. Dans les deux villes, la présence d'enfants d'âge préscolaire constitue un facteur de motivation important dans le changement du mode d'habitation — de la location à la propriété — c'est-à-dire dans la décision d'"acheter".

Le nombre d'adultes (personnes de 18 ans et plus) dans un ménage exerce également une influence sur la probabilité d'accession à la propriété. Alors que le nombre d'enfants a plus d'incidence pour les jeunes ménages que pour les vieux, le nombre d'adultes intervient de façon plus marquée chez les ménages âgés. En outre, le nombre d'adultes influe peu sur la décision d'acheter, mais il a une grande importance dans la décision de changer de mode d'occupation, c'est-à-dire de redevenir locataire (la décision de "vendre"). On peut en déduire que les ménages ont tendance à vendre le logement qu'ils occupent lorsque leurs enfants, devenus adultes, quittent le foyer.

Dans l'ensemble, une augmentation de revenu de $5,000 (1970) accroît la probabilité d'accession à la propriété de sept à huit points de pourcentage, à Toronto et à Montréal. L'impact d'une telle augmentation se fait surtout sentir chez les chefs de ménage âgés de moins de 45 ans. L'impact d'un revenu permanent est beaucoup plus puissant que celui d'un revenu transitoire. Chose curieuse, la décision d'acheter est beaucoup plus influencée par le revenu permanent que par le revenu transitoire; cela laisse à entendre que l'achat dépend fortement de l'accession à un niveau minimal de certaines caractéristiques du ménage, aussi bien que d'autres facteurs de motivation. L'effet du revenu est nettement asymétrique. Il

pèse moins sur la décision de vendre que sur la décision d'acheter.

De façon générale, les effets du revenu exposés dans la présente étude sont quelque peu plus faibles que ceux paraissant dans les études des É.-U. Aux É.-U. le rapport entre le fardeau des dépenses d'un propriétaire et d'un locataire est moins élevé qu'au Canada, parce que les propriétaires américains peuvent déduire les intérêts hypothécaires et les taxes foncières de leur revenu imposable.

Le patrimoine, tel qu'il est représenté par la valeur nette d'option, a peu d'effet sur l'accession à la propriété. Ce rapport négatif est général, et on l'observe dans quasiment toutes les estimations du modèle de base et de ses variations. Il semble donc juste de conclure que la recherche d'un équilibre de l'avoir n'a pas beaucoup d'importance dans la décision de devenir propriétaire d'un logement. Il faut, bien entendu, considérer cette conclusion avec prudence à cause de la nature de la variable du patrimoine utilisée.

L'apport d'un deuxième salaire, particulièrement chez les jeunes ménages, n'a pas beaucoup d'effet sur la probabilité d'accession à la propriété. De fait, quel que soit l'âge, le deuxième salaire doit, en moyenne, être supérieur à $4,000 (dollars de 1970) pour que son effet soit positif. Cela est probablement dû en partie aux règlements appliqués en 1970 par les maisons de prêts concernant les revenus admissibles.

Le fait que le chef de ménage soit chômeur durant la semaine précédant le recensement réduit la probabilité d'accession à la propriété de façon considérable, surtout s'il est âgé de moins de 45 ans. Pour l'ensemble des groupes d'âge, une telle situation a, à Montréal, un effet équivalent à une réduction de plus de $5,000 du revenu permanent; à Toronto, cet effet équivaut à une réduction de plus de $9,000. Comme l'inactivité durant la semaine précédant le recensement n'a pu avoir un effet direct sur l'achat d'une propriété que pour une très petite partie de l'échantillon, il semble fondé de considérer que l'effet de cette variable reproduit l'effet du chômage endémique chez les personnes effectivement en chômage au moment du recensement.

La proportion de propriétaires varie grandement entre Montréal et Toronto; de fait, l'écart est de l'ordre de 20 points de pourcentage. Il est donc intéressant

d'examiner la possibilité que cet écart soit associé aux différences culturelles. De façon concrète, on constate qu'à Montréal la proportion de propriétaires est de 51 % pour les francophones, contre 59 % pour les familles non francophones, qui présentent par ailleurs les mêmes caractéristiques. L'écart entre la proportion de propriétaires à Toronto et à Montréal est donc imputable à d'autres facteurs que celui de l'origine ethnique. Néanmoins, l'examen des antécédents historiques laisse à entendre que les facteurs ethniques peuvent bel et bien être la principale source de cet écart, et qu'ils sont à la base de la forte proportion de duplex et de triplex existant à Montréal, c-à-d. une catégorie de logements qui, une fois construits, produisent un taux de logements occupés par leur propriétaire qui sera faible pendant les années à venir. Il est intéressant de noter qu'à Montréal plus les chefs de familles francophones sont riches et instruits, plus ils sont semblables aux chefs de familles non francophones du même niveau, pour ce qui est de la proportion de propriétaires.

Selon les données de l'échantillon de Toronto, la probabilité d'accession à la propriété est plus faible dans le cas des immigrants nouvellement arrivés que dans celui des autres familles. Compte tenu du bouleversement de la situation économique des familles immigrantes qui les place souvent dans une position bien pire, pour ce qui est de l'actif, que celle des familles non immigrantes du même âge et du même niveau de revenu, il est quelque peu surprenant de constater que l'écart entre les deux groupes n'est que de 10 points de pourcentage. Il est également intéressant de noter la nette dichotomie qui existe entre les nouveaux immigrants mariés âgés de moins de 35 ans et les nouveaux immigrants plus âgés. Le comportement des premiers envers la propriété est très similaire à celui des Canadiens nés au pays tandis que les seconds sont moins portés à devenir propriétaires.

1.3.4. Décision relative aux dépenses de logement

Plus le niveau d'urbanisation est bas, plus le fardeau des dépenses de logement est léger. Le rapport entre la valeur immobilière moyenne et le revenu du ménage est de 2.4 dans la RMR de Toronto, 2.1 dans les grandes régions urbaines et seulement 1.83 dans les régions rurales non agricoles. Le rapport loyer-revenu est de 0.20 dans la RMR de Toronto, 0.19 dans les grandes régions urbaines et 0.15 dans les régions rurales non agricoles. Le fardeau des dépenses de logement est assez uniforme pour tous les groupes d'âge, jusqu'au groupe 65 ans et plus où il s'accroît subitement. Un tel phénomène n'est pas surprenant dans les cas des propriétaires âgés, étant donné qu'une fois l'hypothèque remboursée, le rapport élevé entre la

valeur immobilière et le revenu ne représente plus un mouvement important de liquidités. Toutefois, cette augmentation se produit également dans le cas des locataires. Le rapport entre le loyer et le revenu passe de 0.17 pour les personnes âgées de 55 à 64 ans à 0.23 pour celles âgées de 65 ans et plus, dans les grandes régions urbaines. Le bond est encore plus prononcé dans les petites régions urbaines. Ces chiffres indiquent la préférence marquée qu'ont les gens âgés pour un logement spacieux.

L'élasticité de la valeur immobilière par rapport au revenu est inférieure à 0.5 dans toutes les régions, mais elle s'accroît à mesure que le niveau d'urbanisation baisse. Cela concorde avec le fait que plus le niveau d'urbanisation est faible, moins le prix du terrain est élevé et les exigences à l'égard des logements sévères, vu que les règlements de construction et de zonage y sont moins stricts qu'ailleurs. Par voie de conséquence, au niveau de revenu le plus bas, le rapport entre la valeur immobilière et le revenu est beaucoup plus faible dans les régions rurales que dans les régions urbaines. Ce rapport est beaucoup moins marqué au haut de l'échelle des revenus. De ce fait, les propriétaires des régions rurales jouissent d'une élasticité beaucoup plus grande que ceux des régions urbaines.

L'élasticité-revenu des propriétaires ruraux par rapport aux propriétaires urbains est particulièrement grande dans le cas des jeunes ménages (âgés de moins de 30 ans). Ce sont ces ménages, au bas de la courbe évolutive de leur revenu, qui sont le plus touchés par la disponibilité de logements peu coûteux et de qualité inférieure. Nombreux sont ceux à faible revenu qui, grâce à la disponibilité de logements à bas prix, sont propriétaires dans une région rurale, mais qui ne pourraient pas le devenir ailleurs.

Dans l'ensemble, il n'y a pas de rapport uniforme et précis entre l'âge et l'étendue de l'élasticité-revenu des ménages propriétaires en âge de travailler. Dans le cas des propriétaires âgés de 65 ans et plus, cette élasticité est uniformément supérieure à celle du groupe d'âge suivant. C'est l'inverse des faits observés par King aux É.-U. (1972). Il a constaté que le revenu avait moins d'effet sur la valeur des logements achetés dans le cas des ménages âgés que dans celui des jeunes.

Les estimations de l'élasticité-revenu à Toronto et à Montréal calculées à l'aide du modèle à variables multiples sont plus faibles que celles calculées au moyen du modèle simple. Il n'en demeure pas moins que l'élasticité-revenu est

beaucoup plus grande dans le cas des propriétaires que dans celui des locataires. Lorsqu'on décompose le revenu mesuré en ses éléments — revenu transitoire imprévu, revenu transitoire prévu et revenu permanent — l'élasticité augmente de façon considérable. L'effet du revenu courant prévu est beaucoup plus prononcé dans les deux cas que celui de revenu transitoire imprévu. De toute évidence, les deux groupes envisagent leurs dépenses en logement comme un engagement d'assez long terme.

La source des revenus du ménage a une incidence considérable sur les dépenses des propriétaires, remarquablement similaire à l'importance qu'elle a par rapport à la probabilité qu'un ménage soit propriétaire ou non. À Toronto et à Montréal, en particulier, un deuxième soutien dans un ménage doit gagner plusieurs milliers de dollars pour que son salaire ait quelque effet sur la catégorie de logement qu'un ménage peut se permettre. C'est particulièrement le cas des ménages à revenu moyen ($7,500 à $14,999) à Montréal et des ménages à revenu moyen et élevé à Toronto. Quant aux locataires, la source de revenu, telle qu'elle est définie ci-dessus, a beaucoup moins d'importance, probablement à cause du fait que les dépenses des couples mariés sont compensées par le nombre de jeunes célibataires qui se partagent les dépenses d'un même logement qu'ils cohabitent.

La valeur nette d'option a une incidence considérable sur la décision des propriétaires au titre des dépenses, contrairement à la décision relative au mode d'occupation. La tendance que présente son effet par rapport aux divers niveaux de revenu des ménages est remarquable. L'effet de chaque dollar additionnel de la valeur nette est d'autant plus grand que le niveau de revenu est élevé, dans les deux villes. À Montréal, par exemple, dans le cas des ménages à revenu moyen, chaque millier de dollars additionnel de la valeur nette d'option augmente la valeur immobilière de $88, tandis que cette augmentation est de $152 dans le cas des ménages à revenu élevé. Cet effet n'est pas le même que celui du revenu marginal.

D'après les études faites aux É.-U., la taille de la famille a un effet négatif sur la valeur immobilière et seulement un faible effet positif sur le loyer. Au Canada, le nombre d'enfants a un effet ambigu sur la valeur du logement mais produit un fort effet positif sur le loyer dans le cas des ménages à revenu moyen; cet effet est positif même dans le cas des ménages locataires à faible revenu. Cela indique que les pauvres ne lésinent pas sur le logement dans le but d'acheter plus de nourriture ou de faire d'autres dépenses au fur et à mesure que le nombre d'enfants augmente. Ce comportement est-il volontaire — les allocations familiales versées au

Canada mais qui n'existent pas aux É.-U., y sont peut-être pour quelque chose — ou est-il forcé par l'attitude des propriétaires à l'égard des prix; c'est là une question à débattre.

Pour conclure, il serait utile d'ajouter un commentaire au sujet de l'effet important de l'instruction sur les dépenses de logement. Une année de scolarité supplémentaire a plus d'effet sur les dépenses des propriétaires et des locataires que $500 additionnels de revenu permanent. À noter que ce rapport est tout à fait différent de l'effet du niveau de scolarité sur le revenu permanent. D'aucuns peuvent prétendre que la catégorie de logement qu'un ménage choisit est proportionnelle à son niveau d'instruction, parce que les personnes instruites accordent plus d'importance au logement qu'à d'autres biens. Par ailleurs, l'incidence de l'instruction peut être le résultat d'un rapport entre l'instruction et une caractéristique du revenu qui n'est pas observée de façon explicite dans la présente étude. Cette caractéristique est la stabilité du revenu. Cette explication de l'effet de l'instruction est confirmée par le fait que, dans le cas des propriétaires des deux villes étudiées et des locataires de Montréal, l'effet marginal de l'instruction est plus prononcé dans les deux groupes de revenu extrêmes que dans le groupe de revenu moyen.

NOTES

[1]Néanmoins, les variables de l'âge, de l'état matrimonial et de l'immigration ont toutes été utilisées (Maisel, 1965; Waslander, 1973; Steele, 1972).

[2]Régions de 30,000 habitants et plus.

CHAPITRE 2

COMPORTEMENT DU CONSOMMATEUR ET MARCHÉ DU LOGEMENT

Le présent chapitre jette les bases aprioristes des études empiriques présentées aux chapitres 4 à 7. La première section explique la théorie pure du choix du consommateur appliquée au logement pour une période donnée et en situation de certitude. Cette partie constitue un point de repère pour les autres sections où l'on aborde un certain nombre de sujets liés à la construction de modèles empiriques de la demande de logement. Tout d'abord, nous définissons un éventail de variables revenu et patrimoine afin d'évaluer certains effets de l'incertitude. Nous étudions ensuite les raisons pour lesquelles les préférences en matière de mode de logement dépendent de l'ensemble des caractéristiques du logement voulu et, en fin de compte, des caractéristiques du ménage. L'incidence des limites imposées par le patrimoine sur le choix du mode d'occupation et les dépenses relatives au logement en période de resserrement du crédit font également l'objet d'une analyse. Enfin, on traite les questions relatives à l'incidence des coûts des transactions sur l'ensemble optimal du logement et les différences observées entre les ménages qui ont déménagé et ceux qui n'ont pas déménagé.

2.1. Caractéristiques du logement et contraintes du budget de toute une vie

La théorie courante sur le choix du consommateur dans le cycle de vie et en situation de certitude (Modigliani et Brumberg, 1954), qui est modifiée de façon à inclure précisément certaines caractéristiques du logement, s'énonce comme suit. Supposons qu'un consommateur, à l'âge t, choisit un ensemble de produits dont il optimisera l'utilité durant le reste de sa vie, compte tenu de son revenu et de sa valeur nette. Supposons que certains de ces produits se rapportent au logement. Plus précisément, supposons que le "logement" comporte un nombre K de caractéristiques, par exemple des chambres, des salles de bains, un emplacement pour stationner, l'intimité, et que les services que chacune de ces caractéristiques offre augmentent l'utilité de ce bien. La fonction utilité s'énonce comme suit:

$$U(t) = f(H(1,t),\ldots, H(K,t), \ldots, H(1,L), \ldots, H(K,L), X(t), \ldots, X(L)) \qquad (2.1)$$

où U(t) est l'utilité à l'âge t

H(i,j) est la consommation du logement i à l'âge j

X(j) est la consommation de l'ensemble des produits non liés au logement, à l'âge j

L est l'âge du décès.

Le consommateur à l'âge t optimise la fonction utilité (2.1) sous réserve de la contrainte suivante:

$$A(t) + \sum_{j=t}^{R} W(j)(1+r)^{-(j-t)} \quad \sum_{j=t}^{L} \sum_{i=1}^{K} H(i,j)P(i)(1+r)^{-(j-t)} +$$

$$\sum_{j=t}^{L} P(x)\, X(j)(1+r)^{-(j-T)} \qquad (2.2)$$

où A(t) est la richesse non humaine à la fin de t

W(j) est le revenu du travail à l'âge j

P(i) est le prix du logement i

P(x) est le prix de X

r est le taux d'intérêt

R est l'âge de la retraite.

La richesse non humaine, soit A(t), est plus couramment appelée la valeur nette. Il convient de souligner que P(i), P(x) et r sont invariants dans ce modèle simple et que l'équation (2.2) suppose que la valeur nette au décès est nulle.

Le calcul de la maximisation soumise à des contraintes produit des fonctions de la demande pour diverses caractéristiques du logement, dans lesquelles le prix des biens actuels et futurs, $(P(1), \ldots, P(1)(1+r)^{-(L-t)}, \ldots, P(K)(1+r)^{-(L-t)}, \ldots, P(x)(1+r)^{-(L-t)})$, la valeur nette et le flux actualisé du revenu du travail sont autant d'éléments à prendre en compte. Les variables socio-démographiques telles que le nombre d'enfants, la scolarité et le statut du point de vue de l'immigration influent sur les goûts et déterminent ainsi les paramètres de la fonction utilité et finalement les équations de la demande. Parallèlement, des variables, comme la

scolarité et le statut du point de vue de l'immigration, ont une incidence sur le revenu du travail futur, de telle sorte qu'elles influent sur les équations de la demande également par le biais de leurs effets sur la contrainte budgétaire, soit la portion de l'offre dans le calcul du consommateur[1].

2.2. Définition des variables revenu et de la valeur nette en situation d'incertitude

La théorie exposée à la section précédente, parce qu'elle sous-entend une situation de certitude, suppose que les équations de la demande doivent inclure la richesse non humaine et la richesse humaine, mais non la variable revenu. Au lieu de cela, nous avons construit nos modèles empiriques à partir de trois variables revenu et une seule variable patrimoine, et ce, en partie à cause de l'importance de l'incertitude. Un consommateur très scolarisé et âgé de 30 ans peut anticiper que son revenu augmente rapidement au cours des 15 prochaines années, mais il peut en douter suffisamment pour refuser d'emprunter sur hypothèque. En outre, la décision de prêter sur hypothèque repose en grande partie sur le revenu ordinaire. Par conséquent, le revenu ordinaire peut jouer un rôle important dans les décisions relatives au logement.

L'unité de base des variables revenu et patrimoine est EY, soit le revenu courant prévu (1970):

$$EY = \hat{y}(t)$$

où t est l'âge du chef en 1970. On suppose que EY est une fonction de l'âge, la profession, la scolarité, la principale source de revenu, l'activité et l'état matrimonial. L'estimation du revenu courant prévu (EY) est décrite au chapitre 3.

De l'unité de base EY, on extrait une variable patrimoine, soit la "valeur nette d'option" (ONW):

$$ONW = s \sum_{j=6+E}^{t-1} \hat{Y}(j) \left(\frac{1+r}{1+g}\right)^{t-j}$$

où
- s est le taux d'épargne hypothétique
- g est le taux hypothétique d'augmentation du revenu réel
- r est le taux d'intérêt réel hypothétique
- E est le nombre d'années de scolarité.

Voir note(s) à la page 54.

ONW est la valeur nette si le consommateur a épargné tous les ans une partie de son revenu, s'il a commencé à tirer un revenu à la fin de ses études, si ses économies ont eu un rendement égal au taux d'intérêt réel et s'il n'a reçu aucun héritage. La ONW n'est pas fonction de l'expérience réelle du consommateur. Au contraire, la valeur nette réelle est, en effet, dans l'ensemble beaucoup plus considérable dans le cas des propriétaires que dans celui des locataires. Comme Kain et Quigley (1975), ainsi que Birnbaum et Weston (1974) l'ont souligné, cette endogénéité remet en question l'utilisation de la valeur nette réelle dans un modèle du choix du mode d'occupation.

À partir de EY, on obtient trois variables revenu à la manière de Friedman et de Modigliani. Le revenu permanent, PY, est défini comme suit:

$$PY = r \left(\sum_{j=t}^{D} \hat{y}(j) \left(\frac{1+r}{1+g}\right)^{-(j-t)} + (Y-EY) \right)$$

où D est l'âge prévu du décès et Y est le revenu courant (1970) mesuré. Entre parenthèses, on trouve le patrimoine et la somme du revenu courant et du revenu futur prévu actualisé. Il est important de signaler que dans le cas qui nous occupe, le revenu comprend, peu importe l'âge, le revenu provenant d'un emploi ou non, de sorte que le patrimoine comprend à la fois la richesse non humaine et la richesse humaine. Le patrimoine n'est cependant pas complet, puisqu'il exclut les héritages et le loyer théorique de biens durables, notamment celui du logement. Il s'agit des "mouvements de trésorerie" bruts actualisés qui indiquent, pour employer une expression heureuse de Bossons (1973), la capacité financière.

Le revenu transitoire, YT, s'énonce comme suit:

$$YT = Y-PY$$

De plus, le revenu transitoire se répartit en deux composantes, la première est le revenu transitoire imprévu, UTY:

$$UTY = Y-EY$$

Il s'agit là de la notion de gain fortuit de Friedman qui est conforme à sa célèbre hypothèse selon laquelle un consommateur épargne tout son revenu transitoire (p. 30, 1957), et à sa définition habituelle du revenu "permanent" qui correspond au revenu courant prévu (notre EY et non PY). UTY correspond également à la notion de revenu transitoire saisie dans les modèles de séries chronologiques. Le revenu transitoire prévu, ETY, est la seconde composante du revenu transitoire et s'énonce comme suit:

$$ETY = EY - PY$$

Il s'agit de la même notion de revenu transitoire que Friedman définit au début de l'énoncé de sa théorie (pp. 7 à 10, 1957) lorsqu'il travaille avec un modèle de Fisher à deux périodes qui suppose une situation de certitude. Cette notion est liée à la répartition de l'âge adulte en deux périodes, les années de vie active et les années de retraite, et à la courbe évolutive du revenu au cours des années d'activité. Ce revenu transitoire peut être appelé le revenu transitoire de Modigliani[2].

Il est intéressant de comparer PY à la notion de revenu permanent utilisée dans d'autres études du logement. Kain et Quigley (1975) considèrent le revenu permanent comme le revenu moyen des personnes de même nationalité et de même niveau d'instruction. Contrairement au PY, ce revenu comprend le revenu antérieur, ne tient pas compte des variations enregistrées au cours de l'année d'entrée dans la vie active, n'actualise pas le revenu futur et ne varie pas selon l'âge. Ainsi, selon cette notion, le revenu permanent des jeunes gens très scolarisés serait trop élevé par rapport à celui des jeunes moins scolarisés, parce que la courbe du revenu gagné par des personnes très scolarisées durant toute leur vie est beaucoup plus prononcée et que ces personnes entrent sur le marché du travail beaucoup plus tard que les moins scolarisés. La notion de revenu permanent de Struyk (1976) présente, à peu de choses près, le même problème. Son revenu permanent évalué à l'aide de paramètres de régression est EY, soit le revenu courant prévu, dans le cas, du groupe d'âge 45-54 ans. Bien qu'il ne l'utilise pas, Morgan (1965) propose un modèle assez semblable à celui dont on vient de faire l'estimation pour définir le revenu transitoire imprévu, le revenu transitoire prévu et le revenu permanent. Tout comme Kain et Quigley, Morgan définit le revenu permanent comme étant la moyenne selon toutes les tranches d'âge. Ce revenu correspond à la somme du revenu permanent et de la valeur nette d'option dans la mesure où le facteur d'actualisation est zéro et où s et r sont égaux.

Voir note(s) à la page 54.

2.3. Unité de décision

Dans toute étude transversale empirique de la demande, le choix de l'agent économique qui prend la décision de maximisation est une question épineuse. Il s'agit souvent d'une décision familiale. Là encore, cela pose un problème, puisque ces décisions ne sont pas des décisions originales, mais plutôt le résultat de préférences personnelles et de concessions mutuelles des membres de la famille. Parallèlement, la plupart des données sur le logement concernent les ménages ou les familles et il est impossible d'étudier directement les décisions de chacun des membres de la famille relativement au logement. Il est évidemment très logique de recueillir des données sur le logement de cette façon parce que le logement, contrairement, par exemple, aux vêtements pour femmes, est consommé conjointement par tous les membres de la famille, de sorte qu'il est difficile d'attribuer la consommation du logement à un membre particulier de l'unité de décision. Pour le recensement, la principale unité d'observation, le ménage, est simplement définie comme un groupe de personnes qui occupent un logement. En supposant que les décisions relatives au logement sont prises en groupe, il reste encore à déterminer précisément le montant des dépenses et des revenus des personnes qui joue dans la décision de maximisation. Par exemple, faut-il inclure dans le revenu total le revenu d'un adolescent qui habite le domicile familial? Sinon, le loyer qu'il verse est-il défalqué du loyer total que paie la famille?

La solution à ce problème est la suivante. Supposons que, dans un premier cas, chaque adulte (personne âgée de 18 ans et plus) décide de décohabiter ou non, c.-à-d. d'habiter ou non un autre logement que celui de son ménage actuel. Autrement dit, l'intimité est l'un des attributs du logement, c.-à-d. que le choix d'un certain nombre de chambres à coucher, de salles de bains et d'autres caractéristiques à l'intérieur d'un logement indépendant équivaut à choisir de consommer de l'intimité. L'autonomie est peut-être le meilleur élément de caractérisation parce que, selon notre méthode empirique, nous étudions la décision de devenir chef de ménage, c.-à-d. d'être à la tête d'un logement indépendant. Dans le cas des ménages non familiaux, la désignation du chef parmi les membres adultes d'un ménage est presque aléatoire. Étant donné que "qui se ressemble s'assemble", le problème de la désignation du chef ne se pose pas dans notre calcul de la probabilité qu'une personne qui réunit un certain nombre de caractéristiques soit à la tête d'un logement.

La décision de devenir chef de ménage ou de décohabiter est très étroitement liée à l'état matrimonial. La décision de devenir chef de ménage devrait être en corrélation beaucoup plus étroite avec le revenu et les prix dans le cas des adultes faisant partie d'un ménage non familial que dans celui des adultes de ménages familiaux. Toutefois, l'état matrimonial est en soi lié au fait que les futurs mariés ont les moyens ou non d'habiter leur propre logement. Ce facteur joue un rôle important dans l'étude des fluctuations du logement menée par Maisel (1965) et Lewis (1965). La décision de se marier et celle de décohabiter sont dans une certaine mesure concomitantes, tout comme celles de vivre avec un autre célibataire et d'occuper un logement avec cette personne. C'est pourquoi, nous étudions la décision de devenir chef de ménage dans un échantillon de personnes de tous les états matrimoniaux, de même que dans des sous-échantillons de personnes du même état matrimonial.

Dans l'échelle des décisions relatives au logement, la décision d'occuper un logement indépendant, ou si l'on préfère, de devenir chef de ménage précède toutes celles qui sont prises une fois que le ménage est constitué. En principe, à ce stade, la meilleure façon de régler le problème de l'unité de dépense serait de supposer que chaque adulte dans un ménage a une fonction utilité distincte et une contrainte budgétaire distincte, et d'inclure des variables goûts et revenu à la fonction demande. Les paramètres d'une telle équation indiqueraient à la fois les goûts de chaque adulte et l'influence de chacun dans le processus décisionnel. Cette pratique donne de meilleurs résultats que celle qui consiste à inclure tout le revenu ou toutes les dépenses du ménage comme seule variable revenu (par exemple, Straszheim, 1975, et le classique en matière de dépenses du consommateur, Prais et Houthakkler, 1971, p. 101). King (1972) ainsi que Kain et Quigley (1975) prévoient certaines variations du nombre d'adultes du ménage en incluant dans leur modèle des variables qui indiquent le nombre de soutiens économiques dans le ménage. Nous avons recours à cette méthode ici lorsque nous faisons intervenir une variable auxiliaire pour distinguer les ménages qui comptent plusieurs soutiens économiques. En outre, nous divisons en deux la variable taille du ménage, soit le nombre d'enfants et la nombre d'adultes, afin de connaître l'influence de chaque adulte sur les décisions relatives au logement. Il est beaucoup plus probable que le nombre d'adultes dans un ménage soit une question de choix courant que le nombre d'enfants. Cela est particulièrement évident dans le cas des adultes qui habitent ensemble dans le seul but de faire des économies d'échelle dans leurs dépenses de logement.

2.3. Unité de décision

Dans toute étude transversale empirique de la demande, le choix de l'agent économique qui prend la décision de maximisation est une question épineuse. Il s'agit souvent d'une décision familiale. Là encore, cela pose un problème, puisque ces décisions ne sont pas des décisions originales, mais plutôt le résultat de préférences personnelles et de concessions mutuelles des membres de la famille. Parallèlement, la plupart des données sur le logement concernent les ménages ou les familles et il est impossible d'étudier directement les décisions de chacun des membres de la famille relativement au logement. Il est évidemment très logique de recueillir des données sur le logement de cette façon parce que le logement, contrairement, par exemple, aux vêtements pour femmes, est consommé conjointement par tous les membres de la famille, de sorte qu'il est difficile d'attribuer la consommation du logement à un membre particulier de l'unité de décision. Pour le recensement, la principale unité d'observation, le ménage, est simplement définie comme un groupe de personnes qui occupent un logement. En supposant que les décisions relatives au logement sont prises en groupe, il reste encore à déterminer précisément le montant des dépenses et des revenus des personnes qui joue dans la décision de maximisation. Par exemple, faut-il inclure dans le revenu total le revenu d'un adolescent qui habite le domicile familial? Sinon, le loyer qu'il verse est-il défalqué du loyer total que paie la famille?

La solution à ce problème est la suivante. Supposons que, dans un premier cas, chaque adulte (personne âgée de 18 ans et plus) décide de décohabiter ou non, c.-à-d. d'habiter ou non un autre logement que celui de son ménage actuel. Autrement dit, l'intimité est l'un des attributs du logement, c.-à-d. que le choix d'un certain nombre de chambres à coucher, de salles de bains et d'autres caractéristiques à l'intérieur d'un logement indépendant équivaut à choisir de consommer de l'intimité. L'autonomie est peut-être le meilleur élément de caractérisation parce que, selon notre méthode empirique, nous étudions la décision de devenir chef de ménage, c.-à-d. d'être à la tête d'un logement indépendant. Dans le cas des ménages non familiaux, la désignation du chef parmi les membres adultes d'un ménage est presque aléatoire. Étant donné que "qui se ressemble s'assemble", le problème de la désignation du chef ne se pose pas dans notre calcul de la probabilité qu'une personne qui réunit un certain nombre de caractéristiques soit à la tête d'un logement.

La décision de devenir chef de ménage ou de décohabiter est très étroitement liée à l'état matrimonial. La décision de devenir chef de ménage devrait être en corrélation beaucoup plus étroite avec le revenu et les prix dans le cas des adultes faisant partie d'un ménage non familial que dans celui des adultes de ménages familiaux. Toutefois, l'état matrimonial est en soi lié au fait que les futurs mariés ont les moyens ou non d'habiter leur propre logement. Ce facteur joue un rôle important dans l'étude des fluctuations du logement menée par Maisel (1965) et Lewis (1965). La décision de se marier et celle de décohabiter sont dans une certaine mesure concomitantes, tout comme celles de vivre avec un autre célibataire et d'occuper un logement avec cette personne. C'est pourquoi, nous étudions la décision de devenir chef de ménage dans un échantillon de personnes de tous les états matrimoniaux, de même que dans des sous-échantillons de personnes du même état matrimonial.

Dans l'échelle des décisions relatives au logement, la décision d'occuper un logement indépendant, ou si l'on préfère, de devenir chef de ménage précède toutes celles qui sont prises une fois que le ménage est constitué. En principe, à ce stade, la meilleure façon de régler le problème de l'unité de dépense serait de supposer que chaque adulte dans un ménage a une fonction utilité distincte et une contrainte budgétaire distincte, et d'inclure des variables goûts et revenu à la fonction demande. Les paramètres d'une telle équation indiqueraient à la fois les goûts de chaque adulte et l'influence de chacun dans le processus décisionnel. Cette pratique donne de meilleurs résultats que celle qui consiste à inclure tout le revenu ou toutes les dépenses du ménage comme seule variable revenu (par exemple, Straszheim, 1975, et le classique en matière de dépenses du consommateur, Prais et Houthakkler, 1971, p. 101). King (1972) ainsi que Kain et Quigley (1975) prévoient certaines variations du nombre d'adultes du ménage en incluant dans leur modèle des variables qui indiquent le nombre de soutiens économiques dans le ménage. Nous avons recours à cette méthode ici lorsque nous faisons intervenir une variable auxiliaire pour distinguer les ménages qui comptent plusieurs soutiens économiques. En outre, nous divisons en deux la variable taille du ménage, soit le nombre d'enfants et la nombre d'adultes, afin de connaître l'influence de chaque adulte sur les décisions relatives au logement. Il est beaucoup plus probable que le nombre d'adultes dans un ménage soit une question de choix courant que le nombre d'enfants. Cela est particulièrement évident dans le cas des adultes qui habitent ensemble dans le seul but de faire des économies d'échelle dans leurs dépenses de logement.

L'effet d'un second soutien économique dans un ménage est susceptible d'être assez différent dans le cas des locataires et des propriétaires. Un ménage locataire est souvent composé de célibataires qui répartissent proportionnellement les dépenses du logement. Chaque personne dans ce ménage peut être une unité de dépenses. Si les besoins en logement de chaque unité de dépense ne varient pas en fonction du revenu, alors, pour un revenu donné, la consommation de logement est d'autant plus considérable que le nombre d'unités de dépense dans le ménage est grand[3]. La présence de plusieurs soutiens économiques dans un ménage non familial indique la présence de plusieurs unités de dépense.

Les ménages propriétaires sont beaucoup plus susceptibles d'être des familles que les ménages locataires. Dans le cas d'un ménage familial, il est peu probable que la présence de plusieurs soutiens économiques révèle la présence de plusieurs unités de dépense. Au contraire, elle signifie souvent qu'une forte proportion du revenu du ménage est transitoire, parce que le second soutien est l'épouse. Son revenu est relativement transitoire parce que l'épouse est plus instable sur le marché du travail et que la famille peut, par exemple, décider d'aller s'installer dans une autre ville où son mari aura de l'avancement, même si pour l'épouse cela signifie une baisse de revenu. Le cas échéant, la présence d'un second soutien dans le ménage a tendance à réduire les dépenses de logement à un revenu donné. Cette tendance est renforcée par le fait que les prêteurs sur hypothèque accordent moins de valeur au revenu de l'épouse qu'à celui de l'époux[4].

2.4. Hétérogénéité des ménages et du logement, et accession à la propriété

Nombreux sont ceux qui prétendent que les décisions en matière de consommation et de mode d'occupation du logement sont tout à fait distinctes et indépendantes. Selon ce point de vue, la décision d'acquérir le logement que l'on habite équivaut en fait à une décision d'investir qui, en principe, ne diffère pas de celle d'acquérir un logement et de le louer à d'autres. Muth soutient cette thèse dans son ouvrage monumental sur le logement résidentiel aux État-Unis (1969). La principale objection à cette thèse est que le fait de posséder sa propre maison confère en soi une utilité. Dans la fonction utilité (2.1), la propriété est l'un des produits du logement. La propriété signifie une plus grande sécurité et l'impossibilité

Voir note(s) à la page 54.

d'être évincé; lorsque le logement est possédé, l'ensemble du logement H(2), ... H(K), consommé à l'âge t peut également être consommé au cours des périodes L-t suivantes, avec relativement de certitude. Les protestations habituelles formulées dans les cas d'expropriation à la valeur du marché portent à croire que cette sécurité est importante.

Le fait important que les logements en location n'offrent pas certains services est un facteur moins fondamental. Pour consommer les services d'une maison individuelle non attenante de bonne qualité, il faut en général l'acheter. Il est probable que les quelques logements du genre offerts en location le soient pour une période limitée seulement à cause de l'absence temporaire du propriétaire qui l'habite normalement. En 1971, seulement 13.5 % de tous les logements individuels non attenants étaient loués et seulement 10.9 % de ces logement l'étaient dans les régions urbaines de 500,000 habitants et plus (Recensement du Canada de 1971, Volume II.3, tableau 4). Alors que 23.0 % des maisons individuelles non attenantes habitées par le propriétaire dans les régions urbaines étaient évaluées à plus de $27,500, seulement 1.5 % des logements en location étaient loués à plus de $250 par mois[5]. Comment expliquer cette rareté de maisons individuelles et de logements de luxe à louer? Ce phénomène est en partie attribuable aux frais élevés qu'il faut engager pour offrir certains ensembles de logements en location par rapport à ce qu'il en coûte aux propriétaires qui les occupent. Un bailleur doit engager des dépenses pour attirer et choisir ses locataires, supporter des logements vacants et protéger son capital en surveillant l'utilisation qu'en font les locataires et en veillant à son entretien. Tous ces coûts sont plus élevés dans le cas d'un logement individuel non attenant que dans celui d'un immeuble d'appartements, essentiellement à cause des économies d'échelle qu'apporte la gestion de logements groupés ensemble. Un ménage qui habite une maison individuelle non attenante qui lui appartient n'a aucune de ces trois dépenses. Le propriétaire qui habite un appartement en copropriété n'a pas les deux premiers types de dépenses, mais il en a dans le troisième type, à cause de la propriété en commun de certains éléments.

Le fait qu'un propriétaire occupe un logement qui lui appartient lui permet de contrôler de deux façons ses frais d'entretien. Premièrement, il est habituellement libre de déterminer le montant exact qu'il désire consacrer à l'entretien[6].

Voir note(s) à la page 54.

Il peut engager quelqu'un pour pelleter la neige, nettoyer les corridors et tondre le gazon ou le faire lui-même, ou encore ne pas le faire. Le locataire n'a pas autant de choix. Deuxièmement, le propriétaire prend entièrement à sa charge les coûts d'usage, ce qui n'est pas le cas du locataire. En effet, le loyer de ce dernier n'inclut qu'approximativement les différents coûts d'exploitation et d'usure. Le propriétaire qui occupe un logement qui lui appartient paie uniquement ses coûts d'usure, alors que le locataire paie dans son loyer le coût d'usure moyen de tous les locataires. Les loyers varient dans l'ensemble en fonction du logement et non en fonction des occupants.

Cette imperfection du marché fait que les propriétaires ont avantage à refuser de louer à des groupes d'occupants qui entraînent des coûts élevés, notamment aux ménages qui ont des enfants. La taille de ces ménages est plus grande que la moyenne et, par conséquent, ils consomment plus d'électricité et d'eau, ces services étant souvent payés par le propriétaire. Les enfants causent également plus de dommages et occasionnent des frais supplémentaires pour le propriétaire, puisque le bruit et les dommages qu'ils font diminuent l'attrait de son immeuble et lui font perdre des locataires plus intéressants. C'est pourquoi, nombre de logements ne peuvent être loués par des familles ayant des enfants et par d'autres ménages qui entraînent des coûts élevés, quoiqu'ils soient offerts à d'autres. Ainsi, cette pénurie qui oblige les gens à acquérir leur propre logement pour pouvoir consommer les services qu'ils désirent est plus grave chez les ménages qui entraînent des coûts élevés pour le propriétaire que chez les autres. Le type de logement le plus difficile à trouver pour cette catégorie de ménage est sûrement les logements de qualité supérieure. Il en coûte souvent plus cher à un bailleur de louer ce genre de logement à un ménage susceptible de causer des dommages que de lui en louer un de qualité inférieure; en effet, il est pire de voir un intérieur de $3,000 endommagé qu'un autre de $200. La contrainte liée à cette pénurie a pour effet de réduire l'élasticité-revenu des dépenses au titre des logements en location dans le cas des ménages qui ont des enfants. Le raisonnement exposé dans la présente section nous amène à formuler l'hypothèse que l'élasticité-revenu des ménages qui comptent des enfants par rapport à celle des autres ménages est moindre dans le cas des locataires que dans celui des propriétaires[7].

Voir note(s) à la page 54.

Fait intéressant à noter, au Québec, où le pourcentage de l'ensemble du stock immobilier loué est beaucoup plus considérable que celui enregistré pour l'ensemble du Canada, le nombre de logements (duplex ou triplex) assez grands (de quatre à six pièces) pour loger une famille est particulièrement élevé (voir le tableau 2.1). Les conditions de location au Québec font qu'il est également moins probable que les bailleurs refusent de louer à des locataires qui risquent de leur causer des frais élevés, parce que, dans cette province, les locataires paient directement un bon nombre de ces coûts - souvent même le mazout - qui varient selon le locataire.

TABLEAU 2.1. Certaines caractéristiques des logements occupés dans les régions urbaines, Canada et Québec, 1971

Caractéristiques	Canada	Québec
Rapport entre les logements loués et ceux occupés par leur propriétaire	.84	1.43
Rapport entre les logements loués et ceux occupés par leur propriétaire, selon le nombre de pièces		
de 1 à 3 pièces	12.74	19.42
4 "	2.51	5.50
5 "	.72	1.16
6 "	.31	.56
7 "	.19	.30
8 pièces et plus	.16	.16
Logements loués (réfrigérateur compris dans le loyer)	48.5 %	27.9 %
Logement loués (maison individuelles non attenantes, maison individuelles attenantes ou duplex)	44.3 %	51.3 %

Sources: Recensement du Canada de 1971, vol. II, partie 3, tableaux 4, 9 et 44.

2.5. Effets de l'impôt et de l'incertitude, disponibilité du crédit et accession à la propriété

Il est bon, à ce stade, de résumer certaines questions abordées plus tôt concernant les prix et certaines caractéristiques du logement. Supposons que H(1) désigne la sécurité qu'offre le fait d'être propriétaire du logement qu'on occupe, H(2) la qualité définie avec précision et H(3) le contrôle. Alors, dans le cas des ménages qui ne sont pas propriétaires de leur logement, H(1) n'est pas disponible, et dans celui de certains autres ménages, H(2) ne l'est pas non plus;

par contre, H(2) et H(3) entraînent des coûts moindres pour les personnes qui habitent un logement qui leur appartient.

Passons maintenant à l'étude des prix d'autres caractéristiques, notamment l'espace. Il est possible d'affirmer que ces coûts sont probablement plus élevés pour les ménages qui sont propriétaires de leur logement que pour ceux qui en sont locataires, en raison des dispositions de la loi canadienne de l'impôt sur le revenu[8]. Il est vrai que, dans le cas des personnes qui sont propriétaires de leur logement, le revenu qu'ils tirent d'un loyer théorique n'est pas imposé, contrairement au produit d'autres biens d'investissement, ce qui réduit les P(i). Néanmoins, il est également vrai que le rendement des immeubles possédés à titre d'investissement n'est pas imposé, parce que, aux termes de la loi sur l'impôt sur le revenu, les immeubles sont considérés comme des biens amortissables, et qu'il est possible d'effectuer une déduction annuelle pour amortissement de 5 % sur le solde dégressif du revenu[9]. Ainsi, un immeuble neuf entraîne en général une perte considérable de recettes fiscales. Dans la mesure où il est possible de déduire ce produit du revenu provenant d'un emploi, le traitement fiscal favorise les immeubles acquis récemment à titre d'investissement par rapport à ceux achetés récemment et occupés par leur propriétaire. En 1970, ce traitement fiscal s'appliquait aux immeubles résidentiels neufs et vieux, alors qu'à l'heure actuelle il ne s'applique qu'aux immeubles neufs[10].

P(4) ... P(K) a tendance à être plus élevé dans le cas des personnes qui occupent un logement dont elles sont propriétaires que dans celui des locataires, et ce pour une autre raison, quoique ténue. En effet, les personnes propriétaires du logement qu'elles occupent ne peuvent pas, par la force des choses, profiter d'économies d'échelle lorsqu'elles en font l'acquisition. Elles achètent leur maison individuelle ou leur appartement en copropriété "au prix de détail", alors que l'investisseur achète au prix du gros.

Passons maintenant aux effets de l'incertitude. Considérons d'abord les effets de P(i) incertains. Il est évident que l'incertitude liée aux entrées et sorties de liquidités qui sont désignées ci-après mouvements de trésorerie est beaucoup plus considérable pour le locataire que pour celui qui est propriétaire du logement qu'il occupe. Après un certain temps, en l'occurrence t, l'impôt foncier, les

---

Voir note(s) à la page 54.

frais de chauffage et de services publics, et les intérêts hypothécaires, si l'hypothèque expire avant la fin de la période d'amortissement, peuvent augmenter, contrairement au coût en capital qui est l'élément le plus important du coût[11]. Par ailleurs, l'augmentation de la certitude des mouvements de trésorerie provenant de l'achat d'un logement comporte toujours un risque de capital. Si la valeur nette d'un consommateur est faible, ce dernier est relativement exposé à ce risque, lequel est d'ailleurs encore plus grand si le consommateur a acheté un logement en comptant sur un revenu permanent élevé, alors que son revenu actuel ne l'est pas. C'est souvent là la situation financière des jeunes gens très scolarisés dont la courbe âge-revenu augmente rapidement. Dans ces conditions, la maison doit être grevée d'une lourde hypothèque de sorte qu'une diminution importante et inattendue du revenu ou même le fait que le revenu n'augmente pas comme prévu peut non seulement changer l'ensemble optimal du logement, $H(i,j)$, $i=1, \ldots, K$; $j=t, \ldots, L$, et, par conséquent, obliger le consommateur à déménager afin de maximiser son utilité, mais également le forcer à le vendre pour une somme inférieure au prix d'équilibre qu'il en obtiendrait à long terme. Seul un vendeur dont la valeur nette ou le revenu courant est élevé a les ressources financières requises pour supporter un marché provisoirement déprimé. Ainsi, plus la valeur nette est faible et le revenu transitoire négatif, moins le consommateur qui redoute les risques est disposé à devenir propriétaire.

Même si le consommateur ne craint pas les risques, les prêteurs, eux, les redoutent. C'est pourquoi le consommateur dont la valeur nette est faible et le revenu futur incertain risque de ne pas obtenir de prêt. À titre d'exemple, examinons le système d'évaluation utilisé par la Banque Royale en 1968. L'emprunteur éventuel devait obtenir au moins 36 points pour être admissible à un prêt où 55 est le nombre maximum de points. De ce total de 55 points, 20 points seulement portaient directement sur le revenu courant, alors que 15 points concernaient la valeur nette et les 20 autres la variabilité du revenu futur provenant d'un emploi[12]. La contrainte liée au patrimoine telle qu'elle est formulée dans l'équation (2.2) ne tient pas compte du fait qu'il est possible que le consommateur ne puisse pas emprunter une somme qui correspond à son revenu permanent. Il faudrait inclure une troisième équation pour saisir la contrainte selon laquelle les dépenses en espèces à l'âge t, engagées tant au titre des produits consommés à l'âge t qu'à celui des biens durables tels que le logement consommés à l'âge t et plus tard, doivent être

---

Voir note(s) à la page 54.

inférieures ou égales à la valeur nette, plus le revenu courant et le crédit disponible. De toute évidence, la contrainte liée au crédit diminue avec l'âge parce que la valeur nette augmente proportionnellement avec le revenu permanent. De même, il est probablement vrai que le revenu courant devient moins variable avec l'âge.

Ce raisonnement permet de poser l'hypothèse que plus l'on vieillit, plus la fréquence d'accession à la propriété est élevée. Effectivement, ce phénomène est souvent observé, quoiqu'il n'ait jamais été clairement expliqué et qu'il soit généralement lié au fait que les goûts changent avec l'âge, plutôt qu'à celui de l'évolution de la composition du patrimoine avec l'âge[13]. Nous espérons avoir su, dans une certaine mesure, relever le défi de David qui espérait que "les prochaines études du comportement des familles .... servent .... à établir un cadre théorique pour mesurer l'incidence de l'âge sur la consommation". (1962)

2.6. Coûts des transactions et changement de l'ensemble optimal du logement

Selon une hypothèse émise concernant la contrainte liée au patrimoine (2.2), il n'en coûte rien de changer l'ensemble du logement consommé. Ainsi, le vecteur prix à la période j n'est pas lié au fait que le vecteur H(i) est le même ou non en j qu'en d'autres périodes. Cependant, sur les marchés du logement, les coûts des transactions sont élevés et beaucoup plus considérables pour les ménages qui sont propriétaires de leur logement que pour les locataires. Dans le cas des locataires, les coûts de transactions comprennent les frais de déménagement et le coût théorique du temps que le consommateur a dû consacrer à chercher un nouveau logement, à déménager et à s'y installer. Cela représente probablement environ 15 % des dépenses annuelles au titre du logement. En outre, dans le cas des propriétaires, l'achat et la vente entraînent d'autres frais qui représentent environ 8.5 % de la valeur immobilière; en effet, les droits de courtage pour le service d'inscriptions multiples s'élèvent habituellement à 6 % et les frais juridiques, les frais d'évaluation pour l'obtention d'une hypothèque, l'impôt foncier et les autres frais de transfert qui totalisent environ 2.5 %. Or, si l'on suppose que la valeur d'une propriété résidentielle est égale à 100 fois le loyer brut mensuel, les dépenses de logement annuelles représentent 12 % de la valeur de cette propriété. Si l'on suppose que les frais de déménagement représentent 15 % des dépenses annuelles

---

Voir note(s) à la page 54.

et 1.8 % de la valeur de la propriété, les coûts de transactions qu'entraîne le changement de l'ensemble du logement correspondent à 10.3 % de la valeur immobilière ou à 86 % des dépenses annuelles du logement, dans le cas des propriétaires[14]. Ainsi, selon toutes ces hypothèses, les coûts de transactions des propriétaires sont près de six fois ceux des locataires [15].

Il est donc évident qu'un propriétaire ne déménagera pas uniquement pour satisfaire les besoins passagers du ménage, ce que la plupart des analystes ont négligé jusqu'à maintenant. Prenons par exemple, un certain nombre de déménagements possibles effectués à la suite de changements dans la composition du ménage. Tout d'abord, l'achat d'une petite maison de six pièces à la naissance du premier enfant, ensuite l'achat d'une maison de sept pièces à l'arrivée du troisième et, finalement, nouveau déménagement dans une maison de six pièces après le départ des enfants. Supposons qu'une maison de sept pièces coûte 15 % de plus qu'une autre de six pièces, soit un peu moins d'un sixième de plus, en raison des économies d'échelle réalisées dans la construction et parce que l'on suppose que la plomberie est la même. Supposons également que les coûts de transactions représentent, dans le cas des propriétaires, 10.3 % de la valeur de la propriété, soit le pourcentage calculé plus haut. Or, si l'on suppose que le deuxième déménagement a lieu trois ans plus tard, le troisième 18 ans plus tard et que r, le taux réel d'intérêt, est de 5 %, la valeur actualisée des coûts de transactions représente, au moment du premier déménagement, 13.2 % de la valeur de la plus petite maison[16]. Par conséquent, il n'en coûte pratiquement pas plus d'habiter la plus grande maison durant toute la période que de déménager plusieurs fois pour répondre aux besoins de sa famille. Qui plus est, seul un taux d'intérêt invraisemblablement élevé peut justifier la décision de ne pas acheter une grande maison en premier lieu plutôt que de déménager trois ans plus tard[17]. Un chef de ménage rationnel, toutes choses égales d'ailleurs, achètera une maison suffisamment grande pour répondre aux besoins du ménage pour de nombreuses années à venir. Si l'achat est effectué à l'âge t, le vecteur réel H(t) sera plus grand que le vecteur $\bar{H}(t)$, soit le vecteur optimal H(t) obtenu sans les coûts de transactions, si $\bar{H}(t)$ est inférieur à $\bar{H}(j)$, lorsque $j>t$. Ces conclusions sont justes, à fortiori, dans la mesure où une augmentation réelle du prix des logements est prévue.

Voir note(s) à la page 54.

Ce raisonnement permet de formuler l'hypothèse selon laquelle le nombre d'enfants, en particulier, et la taille du ménage, en général, n'a que très peu d'incidence sur la consommation de logements des propriétaires. À cause de l'incidence asymétrique des coûts de transactions sur la décision d'acquérir une maison, ces variables devraient avoir davantage d'effets sur la consommation des ménages âgés, parce que leur taille est davantage susceptible de demeurer inchangée, que sur celle des ménages plus jeunes.

Avant de passer à un autre sujet, il convient de faire un rapprochement entre cette question et celle du crédit. Il semble que bon nombre de ménages n'agissent pas de la façon "rationnelle" décrite ci-dessus. Ce comportement est probablement attribuable à l'attitude des ménages ou des prêteurs à l'égard des risques. De façon générale, les prêteurs accordent des hypothèques à la condition que les versements mensuels soient amortis. Il est rare en effet que les paiements mensuels soient inférieurs aux intérêts dus, c'est-à-dire qu'il est rare que les prêteurs permettent que le capital augmente au cours de la durée du prêt. Cela signifie que les mouvements de trésorerie courants que le consommateur affecte au logement sont directement liés au prix d'achat de la maison; il est impossible de retarder le prélèvement du revenu courant jusqu'à ce que ce revenu soit plus élevé. En conséquence, l'achat d'une maison plus grande que les besoins actuels du ménage l'exigent peut réduire la consommation d'autres produits, à cause du besoin de liquidités. En fait, peu importe la capacité optimale de dépense du consommateur, les prêteurs limitent habituellement la répartition optimale de ses liquidités. En 1970, les règlements de la Loi nationale sur l'habitation fixaient le service de la dette brute, soit l'intérêt, l'amortissement et l'impôt foncier, à 27 % ou moins du revenu[18].

Si cette contrainte était efficace et que toutes choses étaient égales d'ailleurs, l'élasticité-revenu observé de la valeur des logements désirés par les acheteurs serait égale à un. En fait, tous les éléments ne sont pas égaux. L'impôt foncier, les taux d'intérêt et la période d'amortissement varient, tout comme l'utilisation du revenu et le coefficient du service de la dette brute permise. En 1970, 50 % du revenu de la femme était pris en compte pour le calcul des prêts de la SCHL, alors qu'une maison de prêt (Banque Royale, formule 3358, 1968), probablement à l'instar des autres, en considérait seulement 20 %. En outre, le coefficient du service de la dette brute permis par la Banque Royale s'élevait à 25 % dans le cas

---

Voir note(s) à la page 54.

des prêts ordinaires. En 1970, 38 % de tous les prêts consentis en vertu de la Loi nationale sur l'habitation, représentaient de 23.1 % à 27.0 % du revenu de l'emprunteur et 23 % de ces prêts correspondaient à plus de 27 % du revenu. La période d'amortissement fixée pour 85 % de tous les prêts était de 25 ans (Statistique du logement au Canada, 1972, tableau 102, p. 80). Notre analyse laisse supposer que la contrainte est beaucoup plus importante pour les jeunes emprunteurs que pour ceux qui sont plus âgés. En 1970, 40 % de tous les emprunteurs aux termes de la L.N.H. avaient moins de 30 ans (Statistique du logement au Canada, 1972, tableau 91, p. 75). Nous pouvons donc conclure que la contrainte liée au coefficient du service de la dette brute produit un biais de l'élasticité-revenu observé qui tend vers un, particulièrement dans le cas des jeunes acheteurs, quoique l'importance quantitative de ce facteur ne soit pas claire.

Les deux conditions liées à l'obtention d'un prêt à savoir que le versement mensuel doit couvrir au moins l'intérêt hypothécaire et qu'un revenu minimum doit couvrir au moins l'intérêt hypothécaire et qu'un revenu minimum doit correspondre au prix de la maison, laissent supposer que le revenu courant a une incidence considérable sur la décision de devenir propriétaire de son logement[19]. Plus le consommateur est jeune, plus cette incidence est forte, à cause du lien entre la valeur nette et l'âge. Plus la valeur nette est élevée, moins le revenu courant risque de limiter l'achat optimal, puisqu'il est possible d'utiliser son avoir pour réduire le montant de l'hypothèque nécessaire.

2.7. Ménages ayant déménagé et ménages n'ayant pas déménagé

Les analystes des questions du logement ne s'entendent toujours pas lorsqu'il faut déterminer s'il est préférable d'inclure tous les ménages ou uniquement ceux qui viennent de déménager dans un modèle de la demande de logements. Selon l'argument invoqué en faveur de l'inclusion des ménages qui ont déménagé récemment, seuls les ménages qui ont eu la possibilité de faire un choix effectif concernant leur mode d'occupation peuvent être considérés comme en équilibre (Winger, 1961; Kain et Quigley, 1975; King, 1972)[20]. Dans la présente section, nous allons approfondir le raisonnement expliqué plus haut afin de démontrer que, dans l'ensemble, l'argument

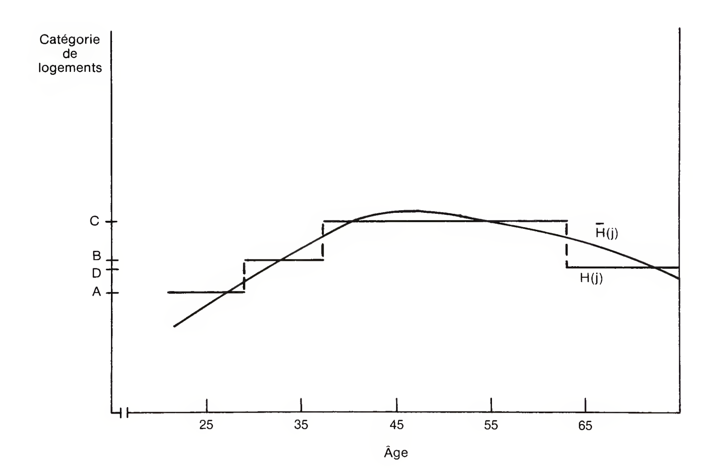
Voir note(s) à la page 54.

de Kain et Quigley et d'autres économistes est faux, en raison des effets interdépendants des coûts de transactions, de la disponibilité du crédit, de l'augmentation de la valeur nette en fonction de l'âge et de la progression du revenu d'un emploi avec l'âge, qui atteint un sommet vers 45 ou 50 ans.

Dans le graphique présenté plus loin, on peut voir la consommation d'équilibre de logements en fonction de l'âge du chef de ménage $\bar{H}(j)$. Par consommation d'équilibre, on entend ici le logement optimal lorsque les coûts de transactions et le crédit disponible ne sont pas pris en compte. La consommation réelle correspond à la fonction en escaliers $H(j)$. Par consommation "réelle", on entend le logement optimal lorsque le consommateur tient compte des coûts de transactions et du crédit disponible dans ses calculs. Nous posons l'hypothèse que le consommateur désireux de passer d'une catégorie de logement à une autre (A, B, C et D) doit forcément changer de quartier. Nous allons donc expliquer le lien habituel existant entre ces deux fonctions. Supposons que le consommateur habite le logement de catégorie A. Quels sont les facteurs qui vont déterminer le moment où il passera à une autre catégorie de logement? Le consommateur doit évaluer les avantages du nouveau logement en fonction des frais qu'il entraîne, par exemple les frais de déménagement, c.-à-d. les coûts de transactions. Plus le consommateur a l'intention d'habiter longtemps son nouveau logement, plus les coûts de transactions annuels de ce nouveau logement seront moindres. Il est également vrai que plus le consommateur se propose de demeurer longtemps dans la catégorie A, plus la qualité du nouveau logement qu'il pourra s'offrir sera élevée, parce que sa valeur nette augmente avec l'âge de même que son revenu annuel atteindra un sommet vers le milieu de la quarantaine. Il peut être avantageux d'attendre et de consommer un logement de catégorie inférieure au point d'équilibre établi (tel que l'illustre la partie de A à droite de son intersection avec $\bar{H}(j)$), ce qui correspond à une augmentation du saut B-A. Plus ce saut est considérable, plus les probabilités que le consommateur reste dans la deuxième catégorie plus longtemps sont fortes et, de ce fait, plus les coûts de transactions annuels sont réduits. Le consommateur qui attend suffisamment longtemps peut passer directement dans la catégorie C et épargner ainsi tous les frais de déménagement liés à la période intermédiaire de consommation d'un logement de la catégorie B.

Graphique 2.1

Consommation de logements et âge du chef du ménage dans le cas des propriétaires



Ainsi, en principe, il n'y a pas de raison pour que le consommateur soit en équilibre au moment où il passe d'une catégorie de logement à une autre, par exemple de B à C. En fait, si ce raisonnement était vrai, cela signifierait que le consommateur est toujours sous le point d'équilibre jusqu'à ce qu'il atteigne l'âge où son revenu est le plus élevé, exception faite de l'année où le déménagement a lieu. Toujours selon ce raisonnement, les consommateurs, lorsqu'ils font l'acquisition d'un logement, ne tiennent pas compte des augmentations prévues de leur revenu et de la taille de leur famille, et achètent avant d'en ressentir le besoin en raison des coûts de transactions. Par conséquent, il n'y a aucune raison d'espérer qu'un échantillon d'acheteurs donne une meilleure idée de la demande d'équilibre de logements qu'un échantillon représentant tous les propriétaires[21].

Nous allons maintenant étudier l'interdépendance du resserrement du crédit et des coûts de transactions ainsi que la courbe âge, revenu et valeur nette sur l'espacement des déménagements. D'abord, la disponibilité du crédit est un facteur déterminant du nombre de déménagements. Si le crédit était disponible facilement à un taux d'intérêt r et que les paiements d'intérêt pouvaient être différés, il y aurait moins de déménagements. D'après le graphique, le consommateur aurait tendance à s'installer immédiatement dans un logement de catégorie B ou C pour éviter les coûts de transactions d'un logement intermédiaire. À cause de la limite du crédit, il se peut que, jusqu'à l'âge où le revenu est le plus élevé ou presque, la fonction en escaliers $H(j)$ soit toujours inférieure à $\bar{H}(j)$, c.-à-d. que la consommation de logements ne peut jamais être aussi élevée que son point d'équilibre durant ces années. Il s'agit là du meilleur argument en faveur de l'analyse d'un échantillon d'acheteurs plutôt que de propriétaires. Malheureusement, le fait que les limites du crédit varient d'une année à une autre vient quelque peu réfuter cet argument. Par exemple, vers la fin de 1969, les prêteurs manquaient de fonds et, par conséquent, exigeaient un versement initial et des taux d'intérêt plus élevés qu'en 1973, alors que le crédit était facile. La variation du crédit signifie que les résultats d'une étude portant sur des acheteurs seront représentatifs de l'année où l'échantillon a été prélevé. Les estimations paramétriques obtenues à partir d'un échantillon de tous les propriétaires rétabliront en quelque sorte la moyenne de ces variations de crédit et seront des mesures prédictives plus stables et utiles.

Jusqu'ici, nous avons émis l'hypothèse que le prix (net) du logement ne varie pas. Nous remplaçons maintenant cette hypothèse par une autre selon laquelle les

---

Voir note(s) à la page 54.

prix augmentent. Selon cette hypothèse, les propriétaires réalisent un gain en capital, augmentant ainsi leur valeur nette et réduisant du même coup l'incidence de la contrainte liée au crédit. Cela signifie un moins grand nombre de déménagements et un niveau de consommation de logements dans l'ensemble plus élevé au cours de la vie du consommateur. L'exemple qui suit illustre bien cette situation. Un consommateur qui gagne $12,000 achète, à l'âge t, une maison de $25,000 et verse un montant initial égal à 4 % du prix d'achat. Supposons qu'il y a une contrainte dans cet achat parce que les prêteurs ne sont pas disposés à lui accorder une hypothèque supérieure au double de son revenu. Supposons encore que son revenu réel augmente de 5 % par année. Or, cinq ans plus tard, son revenu s'élève à $15,315, mais cette personne est encore incapable d'emprunter une somme suffisante pour acheter une maison de $40,000. Maintenant, considérons la même situation en y incluant cette fois un taux d'inflation de 10 %. Cinq ans plus tard, le revenu de cet acheteur est de $24,666 et la maison de $25,000 qu'il a achetée vaut désormais $40,263, de sorte que, même sans amortissement, la valeur nette de l'acheteur atteint maintenant $16,263. La maison de $40,000 vaut maintenant $64,420, mais grâce à la valeur nette de sa première maison, l'acheteur doit emprunter $48,157 seulement, ce qui représente moins du double de son revenu. Ainsi, en période d'inflation, le consommateur déménage plus tôt et peut-être moins souvent au cours de sa vie. Il convient de souligner que cette conclusion repose essentiellement sur l'hypothèse que les prêteurs accordent des hypothèques égales au double du revenu des consommateurs et ce, peu importe le taux d'inflation. Cette hypothèse est plausible dans la mesure où les taux d'intérêt ne suivent pas le taux d'inflation. De même, il convient d'ajouter que cette conclusion <u>ne</u> suppose <u>pas</u> une hausse du prix réel des logements. Si le prix des logements augmente plus rapidement que les autres, les résultats sont de toute évidence moins liés aux écarts, si l'on suppose que le rapport hypothèque-revenu est constant[22].

Les résultats de la présente analyse indiquent que l'étude des acheteurs plutôt que de tous les propriétaires soulève un autre problème. En effet, pour toute année donnée, le taux d'augmentation du prix des maisons de l'année précédente a une incidence considérable tant sur la décision des consommateurs de déménager que sur la catégorie de logement qu'ils vont acheter, de sorte que les résultats de l'analyse sont, pour cette raison, assez liés à l'année où l'échantillon a été tiré.

Voir note(s) à la page 54.

2.8. Conclusion

Dans le présent chapitre, nous avons étudié un certain nombre de questions. S'il y a un élément commun à toutes ces observations, c'est bien l'importance de tenir compte des imperfections du marché dans la construction des modèles empiriques du marché du logement. Parmi ces imperfections, on note le fait que certains logements ne sont pas disponibles sur le marché de la location parce qu'ils reviennent moins chers aux propriétaires qui les occupent qu'à ceux qui les louent. Cette imperfection vient nous renforcer dans notre opinion que la décision relative au mode d'occupation fait partie de l'échelle des décisions en matière de consommation de logements, contrairement à l'opinion répandue selon laquelle il s'agit simplement d'une décision d'investir. Une des conclusions de l'analyse présentée à la section 2.4 est que les bailleurs ont tendance à refuser de louer à des ménages susceptibles d'entraîner des coûts élevés, notamment ceux qui ont des enfants, ou à exiger un loyer plus cher. En conséquence, la présence d'enfants augmente la probabilité qu'un ménage soit propriétaire et, dans le cas où il ne l'est pas, que son loyer soit plus élevé.

L'incertitude est une autre imperfection du marché. Pour bien saisir l'incidence de cette imperfection, notre modèle comprend deux variables revenu transitoire: le revenu transitoire prévu, c.-à-d. une composante du revenu liée à la variabilité du revenu courant prévu au cours de la vie du consommateur, et le revenu transitoire imprévu. La somme de ces composantes et du revenu permanent est égale au revenu mesuré. L'importance du revenu transitoire compte puisqu'un ménage qui redoute les risques peut fort bien refuser de s'engager financièrement sous prétexte qu'il prévoit qu'une augmentation de revenu n'est pas assurée. En outre, les prêteurs hypothécaires déterminent le montant du prêt en grande partie en fonction du revenu courant mesuré et non en fonction du revenu permanent.

L'existence de l'incertitude porte également à croire que l'âge est lié à la probabilité d'accéder à la propriété, étant donné que les propriétaires ne courent pas les mêmes risques que les locataires. Le risque de baisse des mouvements de trésorerie est plus élevé dans le cas des locataires, mais le risque de baisse du capital et des liquidités l'est plus dans le cas des propriétaires. À mesure qu'une personne vieillit et, plus particulièrement lorsque l'âge de sa retraite

approche, son revenu devient plus prévisible et ses possibilités de promotion s'amenuisent de sorte que le risque d'une baisse des mouvements de trésorerie augmente et que celui d'une baisse du capital et des liquidités diminue. Ainsi, l'équilibre des risques varie avec l'âge et favorise de plus en plus l'accession à la propriété. Il semble donc que l'âge est une importante variable explicative de la décision d'acquérir un logement.

Les coûts de transactions sont un autre facteur empirique important négligé dans la théorie pure. En effet, ces coûts sont particulièrement élevés pour les propriétaires. Cela laisse à entendre que les changements passagers dans les besoins d'un ménage devraient avoir une incidence négligeable sur les dépenses des propriétaires. Plus précisément, il semble donc que le choix de la grandeur d'une maison est fonction de la taille de la famille prévue et non de sa taille actuelle, ce qui sous-entend que le nombre actuel d'enfants dans un ménage n'a pratiquement aucun effet sur les dépenses.

Enfin, l'importance des coûts de transactions a orienté un des principaux aspects de cette monographie. En effet, les échantillons prélevés pour le calcul des estimations comptent à la fois des ménages qui ont déménagé et d'autres qui n'ont pas déménagé. Tel que nous l'avons fait valoir à la section 2.7, l'importance des coûts de transactions diminue la fréquence des déménagements et contredit l'argument de Winger (1961), de Kain et Quigley (1975), et de King (1972), selon lequel les ménages qui ont déménagé sont en équilibre et que ceux qui n'ont pas déménagé ne le sont pas.

NOTES

[1]De façon générale, la différence entre une analyse économique et une analyse sociologique du marché du logement tient au fait que la dernière met l'accent sur la fonction utilité et non sur la contrainte. De plus, la fonction utilité est souvent interprétée de façon normative, et les sociologues parlent souvent de "besoins" et non de goûts.

[2]La raison pour laquelle nous avons également attribué cette notion de revenu transitoire à Friedman peut être trouvée dans son étude du cycle vital du revenu (1957, p. 23ff). Friedman y pose l'hypothèse que le revenu permanent est en quelque sorte la moyenne de notre EY et de notre PY (1957, p. 25). Cette interprétation du revenu permanent n'est cependant pas compatible avec la notion de revenu transitoire qui serait une hausse ou une baisse accidentelle et passagère du revenu (p. 27), et avec les hypothèses de corrélation de Friedman (p. 30).

[3]En effet, supposons que l'élasticité d'une unité de dépense est inférieure à un, c.-à-d. que

$$\frac{dh}{dy}\ y/h<1$$

où $\frac{dh}{dy}$ est la première dérivée de la consommation de logements de l'unité de dépense par rapport au revenu ce cette unité. Alors,

$$\frac{h}{y}>\frac{dh}{dy} \qquad \text{et } \frac{h}{y} \text{ diminue lorsque y augmente.}$$

Or, s'il y a n unités de dépense, chacune ayant le même revenu, y, la consommation de logements du ménage, H, exprimée en fonction du revenu du ménage, Y, s'énonce comme suit:

$$\frac{H}{Y} = \frac{nh}{ny} = \frac{h}{y}$$

Donc, le rapport H/Y ne régresse pas lorsque le revenu du ménage augmente par suite d'un accroissement du nombre d'unités de dépense, bien qu'il régresse si le revenu du ménage connaît une hausse par suite d'une augmentation du revenu d'une unité de dépense donnée. En conséquence, pour un revenu donné dans un ménage, plus le nombre d'unités de dépense est élevé, plus la consommation de logements est forte.

[4]La modification des règlements d'application de la Loi nationale sur l'habitation qui permet à l'épouse d'être considérée comme une propriétaire remonte à 1971 seulement (Statistique du logement au Canada, 1971, p. xx). Aux termes de cette loi, le prêteur peut, pour déterminer le revenu de l'emprunteur, considérer une partie ou la totalité du revenu de son conjoint (Statistique du logement au Canada, 1972, p. xx, qui confirme notre énoncé). De 1968 à 1972, les prêteurs autorisés en vertu de la L.N.H. n'avaient le droit de prendre en compte que 50 % du revenu d'un emploi de l'épouse (Statistique du logement au Canada, 1968, p. xviii).

[5]Recensement du Canada de 1971, Volume II, tableaux 34 et 44. Par loyer, on entend le loyer en espèces. Le loyer moyen brut qui comprend l'eau, l'électricité, le gaz et autre combustible, lorsque ces services ne sont pas inclus dans le loyer en espèces, est de 11 % supérieur au loyer moyen en espèces.

[6]Cette observation ainsi que les suivantes s'appliquent aux personnes qui occupent une maison individuelle non attenante qui leur appartient. Elles concernent également, après quelques modifications, le propriétaire d'un duplex ou d'un triplex qui y habite et la personne qui occupe un logement en copropriété.

[7]Il y a une différence considérable entre la discrimination manifestée contre les ménages qui ont des enfants et la discrimination raciale. Les Noirs peuvent être considérés comme des locataires "coûteux", à cause de l'aversion qu'éprouvent les autres locataires (les Blancs) à leur égard. Ce phénomène laisse supposer que ce n'est pas sur le marché des habitations de qualité supérieure que cette pénurie se fera surtout sentir. C'est également un fait empirique que les Noirs américains ont peu de possibilité d'accéder à la propriété. Pour une analyse plus détaillée des répercussions de l'hypothèse concernant l'aversion, voir Muth (1969).

[8]En Angleterre et aux États-Unis, contrairement au Canada, l'intérêt hypothécaire et les taxes municipales imposées sur les logements occupés par leur propriétaire sont déductibles du revenu imposable.

[9] Le guide de l'impôt sur le revenu de 1975, n° 17 - Le taux d'amortissement réel (en chiffres réels) est probablement d'environ 1.5 % (Steele, 1972, pp. 180-184).

[10] Le guide de l'impôt sur le revenu de 1975, n° 13, et le Résumé du projet de loi sur la réforme fiscale de 1971, 1971 p. 51 - Nous observons que, bien qu'une perte causée par une déduction pour amortissement ne puisse être déduite du revenu ne provenant pas de la location, une perte provenant de l'intérêt hypothécaire et de l'impôt foncier peut l'être. Cette situation fait probablement plus que contrebalancer l'effet de l'application de l'impôt sur les gains en capital dans le cas d'un immeuble loué, mais pas dans le cas d'une propriété occupée par son propriétaire, surtout parce que cet impôt ne prend effet qu'au moment de la vente de l'immeuble et que ces raisons "contrôles" ne justifient pas sa vente lorsque le propriétaire déménage, comme c'est le cas des personnes qui habitent un logement qui leur appartient.

[11] Nos observations portent essentiellement sur la mise de fonds et non sur les frais de l'utilisateur. En effet, la valeur marchande future du capital (quoiqu'il ne s'agisse évidemment pas du coût d'origine) peut varier de même que le coût d'option de l'accession à la propriété.

[12] Formules 3358 et 3308 de la Banque Royale - Les deux catégories de revenu provenant d'un emploi sont le "genre d'emploi" où, par exemple, on accorde deux points dans le cas des emplois saisonniers (métiers de la construction) et 10 points pour les emplois dans les services publics, l'enseignement et la fonction publique, ainsi que la "durée d'emploi" où l'on attribue deux points pour "moins de deux années de service" et 10 points pour "plus de 15 années de service".

[13] Kain et Quigley (1975, p. 125 ff), et plus particulièrement Bossons (1973) sont parmi ces exceptions.

[14] De Leeuw donne des chiffres pour les maisons gérées par la U.S. Federal Housing Administration (1967) indiquant que les coûts de transactions annuels, c'est-à-dire les coûts des transactions amortis sur le nombre d'années écoulées entre chaque déménagement, s'élèvent à 2.2 % de la valeur marchande des maisons évaluées entre $14,000 et $15,999 (1971, p. 2).

[15] Il s'ensuit que tout consommateur rationnel ne déménagera pas aussi souvent s'il est propriétaire que s'il est locataire. Cette question n'est toutefois jamais soulevée dans l'ouvrage du sociologue Pickvance (1974) qui tente avant tout dans son étude de déterminer si le mode d'occupation a un effet indépendant sur la mobilité. De toute évidence, l'auteur confirme cet effet.

[16] Ce pourcentage est obtenu au moyen de l'équation

$$.103\ (1+r)^{-3} + 1.15 \times .103\ (1+r)^{-18} \text{ lorsque } r = .05.$$

Ici, .103 est le coefficient des coûts de transactions et 1.15 est le coefficient du coût d'un déménagement de la plus grande maison à une plus petite.

[17] Supposons un taux d'intérêt réel très élevé de 10 %. Le cas échéant, la valeur actualisée des coûts de transactions trois ans plus tard correspond à $.103\ (1.10)^{-3} = .077$. Le coût d'option d'habiter une plus grande maison durant ces années est

$$((.15x.10)/1.10) + ((.15x10)/1.10^2) + ((.15x.10)/1.10^3) = .037$$

La différence entre ces coûts, soit .077 - .037, est .04. Par conséquent, il y a un gain net de 4.2 % de la valeur de la plus petite maison, si l'on décide d'acheter tout de suite la plus grande.

[18] Statistique du logement au Canada, 1972, p. xx - Ce rapport est passé à 30 % en 1972.

[19] Richardson (1971) va jusqu'à émettre l'hypothèse que ces contraintes déterminent entièrement la valeur du logement acheté. Cette hypothèse est plus plausible en Angleterre et aux États-Unis où l'intérêt hypothécaire et l'impôt foncier sont déductibles du revenu imposable. Ces contraintes rendent insoutenable l'hypothèse de Bossons (1973) selon laquelle le resserrement du crédit a une incidence sur la probabilité d'accession à la propriété, mais non sur la valeur du logement.

[20]Kain et Quigley énoncent en outre l'étonnante hypothèse que la probabilité d'un déménagement n'est pas liée à la décision relative au mode d'occupation (1975, p. 123). Il ne fait pas de doute que bon nombre de déménagements sont effectués dans le but d'acheter une maison pour les raisons d'investissement données plus haut.

[21]Struyk (1974) constate également que les propriétaires mobiles peuvent différer de leurs populations. Les personnes qui, de par leurs fonctions dans la population active, sont les plus susceptibles de faire partie de la population qui déménage, par exemple les cadres de grosses sociétés, sont également les plus susceptibles de déménager à nouveau dans un proche avenir. Contrairement à ce qu'en pense Struyk, ce raisonnement semble pencher en faveur de l'utilisation d'un échantillon de ménages qui ont déménagé, parce qu'au moment de l'achat d'une maison, ceux-ci sont moins susceptibles de tenir compte des exigences futures; en effet, il est possible que leurs achats se rapprochent des achats d'équilibre. Par ailleurs, il se peut que l'équilibre de ce groupe, étant donné son revenu et d'autres caractéristiques, ne représente pas adéquatement l'équilibre de la population.

[22]Supposons que les taux d'intérêt suivent tout à fait le taux d'inflation. alors, si le prix réel du logement est constant et l'amortissement inexistant, le service de la dette nette, soit le service de la dette brute moins l'impôt foncier, par rapport au revenu est

$$rx/y$$

où r est le taux d'intérêt réel, y le revenu et x l'importance de l'hypothèque. Or, si x = 2y, ce rapport est

$$r2y/y = 2r$$

Si r s'élève à 5 % et que l'intérêt nominal suit parfaitement le taux d'inflation de 10 %, le service de l'hypothèque nette par rapport au revenu est

$$3rx/y = 6r$$

Ainsi, pour maintenir le coefficient du service de l'hypothèque constant, l'hypothèque, en période d'inflation, ne peut excéder les 2/3 du revenu et correspondre au

double du revenu; nos conclusions ne peuvent donc pas s'appliquer.

En fait au cours de la dernière décennie, les taux hypothécaires n'ont pas suivi exactement le taux d'inflation. En outre, les prêteurs sur hypothèque ont augmenté le coefficient du service de l'hypothèque admissible en accroissant le coefficient et en permettant que le revenu du conjoint soit inclus dans y. Qui plus est, le prix des maisons a connu une hausse de beaucoup supérieure à celle du taux d'inflation en général.

Si l'inflation se poursuit, si le prix des maisons continue d'augmenter au même rythme que le taux d'inflation et si les taux d'intérêt suivent exactement le taux d'inflation, il est évident que les contraintes actuelles établies par les maisons de prêt devront être modifiées. Plus précisément, les versements hypothécaires devront être indexés de façon à représenter la même charge financière réelle durant toute la période de l'hypothèque, plutôt qu'une charge très écrasante au début, puis très légère à la fin de la période, à cause du processus inflationniste.

CHAPITRE 3

MÉTHODES DE COLLECTE DES DONNÉES ET D'ESTIMATION

Dans le présent chapitre, nous discuterons des données et des modèles statistiques utilisés pour mener l'étude. Nous examinerons d'abord les méthodes de recensement de 1971 et l'importance de certaines données indispensables à notre étude, notamment le revenu et la valeur du logement. Nous traiterons aussi du contrôle des données. La plupart des opérations de contrôle visent à rendre l'échantillon plus homogène. Les bandes-échantillon à grande diffusion, la taille de l'échantillon, l'estimation des variables revenu et patrimoine utilisées dans nos modèles seront les sujets abordés. Le chapitre se termine par un bref exposé du modèle "logit" employé dans les chapitres 5 et 6.

3.1. Méthodes de recensement de 1971

Le recensement de 1971 a été effectué aux mois de mai et de juin 1971: les répondants devaient remplir leur questionnaire le 1er juin. Le logement constitue l'unité de base du recensement. Il est défini comme "un ensemble structuralement distinct de pièces d'habitation ayant une entrée privée donnant sur l'extérieur ou sur un corridor ou un escalier commun à l'intérieur". On avait précisé au répondant: "Si vous devez passer par les pièces d'habitation de quelqu'un d'autre pour entrer chez vous, c'est probablement que vous n'avez pas un logement distinct"[1].

Un ménage est formé d'un groupe de personnes occupant un logement. Cette définition ne convient peut-être pas à d'autres études de la demande, mais elle est idéale pour l'analyse du logement, car elle groupe les personnes qui ont pris une décision commune relativement au logement.

Avant 1971, les recensements étaient effectués par interviews. En 1971, la méthode de l'autodénombrement a été adoptée. Les agents recenseurs laissaient les questionnaires chez les répondants qui devaient les remplir et les renvoyer par la poste[2], puis ils devaient s'assurer que les questionnaires étaient dûment remplis. La méthode d'autodénombrement est moins onéreuse que celle des interviews. En outre, les répondants peuvent ainsi répondre au questionnaire dans leurs moments de

Voir note(s) à la page 79.

loisir et consulter des documents ou des membres du ménage mieux renseignés. Avec la méthode de l'interview, le répondant est l'adulte qui se trouve à la maison au moment de la visite de l'interviewer. Or, il arrive que cet adulte est la maîtresse de maison et que celle-ci n'est pas au courant des questions relatives au loyer si son époux règle tous les comptes. L'autodénombrement offre d'autres avantages. Les répondants se préoccupent moins de la question de la confidentialité et fournissent ainsi des données plus précises sur le revenu. De plus, le répondant ne risque pas d'être intimidé ou influencé par l'interviewer.

Un des inconvénients de l'autodénombrement est qu'il suppose que le répondant sait lire et écrire en anglais ou en français. Le problème est vite réglé dans le cas des personnes qui ne savent pas s'exprimer dans une de ces deux langues; en effet, l'agent recenseur les interviewe. On fait face toutefois à un autre type de problème lorsque le degré d'instruction des répondants est faible sans être complètement nul, car il est alors probable que certaines questions seront mal comprises. Mais ce problème n'est pas aussi grand qu'il le semble à première vue, étant donné qu'il est possible pour le répondant de consulter d'autres membres du ménage. Par exemple, de nombreux ménages d'immigrants comptent un enfant d'âge scolaire qui sait lire avec facilité et au moins une personne active qui sait lire l'anglais et le français[3].

La plupart des questions sur le logement en 1971 ont été posées à un échantillon d'un tiers des ménages essentiellement stratifié par secteur de dénombrement, lequel représente une petite région géographique dénombrée par un seul agent recenseur. Ce taux d'échantillonnage est très conservateur pour des données sur le logement. Au recensement de 1970 des États-Unis, le taux d'échantillonnage enregistré pour la plupart des questions a été de 5 % ou de 20 % ("Guide de l'utilisateur - partie 1", recensement de 1971, p. 46). Le taux d'échantillonnage pour les questions sur le logement du recensement canadien de 1941 était de .10 (Recensement de 1941, volume IX, Introduction).

Voir note(s) à la page 79.

3.2. Quelques observations sur la valeur de certains éléments du recensement

Nous avons examiné de quelle façon les méthodes de recensement peuvent entraîner des erreurs de réponse ou d'échantillonnage. D'autres erreurs se produisent au cours d'opérations de traitement ultérieures telles que la lecture par machine des questionnaires remplis et le contrôle des données. Nous verrons maintenant l'importance de certaines données.

3.2.1. Logement

Le problème que posent les questions sur les pièces d'habitation est qu'il peut arriver que les chambres d'une maison de pension ayant une entrée donnant sur un corridor commun soient considérées comme des logements, bien qu'elles soient très différentes du logement type et ne doivent pas être prises en compte. Les données du tableau 3.1 indiquent que peu l'ont été.

Ce tableau montre qu'en 1971 un nombre très restreint de ménages devaient partager une toilette avec chasse d'eau ou occupaient une seule pièce. En fait, la brusque diminution du nombre de toilettes partagées à partir de 1961 laisse supposer qu'un plus grand nombre de logements ont été déclarés incorrectement par interview que par autodénombrement. Les logements d'une pièce, qui constituaient 2.9 % des logements urbains loués en 1961, ont atteint 3.3 % en 1971. Cette augmentation est très faible compte tenu de l'essor de la construction des tours d'habitation vers la fin des années soixante, et laisse supposer que l'augmentation du nombre de garçonnières a été compensée en partie par la diminution du nombre de petits logements dans les maisons transformées[4].

Voir note(s) à la page 79.

TABLEAU 3.1. Logements d'une pièce comptant une toilette avec chasse d'eau à usage partagé, Canada, régions urbaine et rurale, 1961 et 1971

Item	Logements avec toilette à chasse d'eau à usage partagé				Logements d'une pièce	
	Nombre		Pourcentage de tous les logements		Pourcentage de tous les logements	
	1961	1971	1961	1971	1961	1971
Région urbaine						
Total	239,925	70,005	7.31	1.48	1.28	1.57
Location	..	62,305	..	2.88	..	3.26
Région rurale						
Total	41,119	4,790	3.23	.37	1.54	1.33
Location	..	2,640	..	1.13	..	2.31

.. non disponible

Source: Recensement du Canada de 1961, volume II.2, tableaux 20 et 40; et Recensement du Canada de 1971, volume II.4, tableau 6 et volume II.3, tableau 9.

3.2.2. Revenu

Nous discuterons maintenant de la valeur de la principale variable indépendante de notre analyse, le revenu. Au recensement de 1971, les répondants devaient indiquer le revenu de 1970, en dollars, de chaque membre du ménage, selon une classification en 10 catégories. A. Rashid a mené une étude importante (1976) dans laquelle il compare les données obtenues par cette répartition du revenu en catégorie avec celles tirées des Comptes nationaux et de l'enquête sur les finances des consommateurs. L'étude démontre la très grande qualité des données sur le revenu recueillies dans le cadre du recensement. Il semble y avoir un biais systématique par défaut, mais il est très faible. Plus particulièrement, le revenu personnel global établi à partir des Comptes nationaux et adapté le plus possible au cadre conceptuel du recensement excède de 2 % seulement le revenu global calculé selon les données du recensement (Rashid, 1976, p. 46). Les détails de cet agrégat sont assez intéressants. Premièrement, le revenu d'un emploi établi à partir du recensement est de 1.7 % supérieur à celui calculé d'après les Comptes nationaux. Dans cette catégorie, la rémunération est de 2.3 % plus élevée, tandis que le revenu d'un travail autonome non agricole, qui constitue une composante beaucoup moins

importante, est de 6.8 % inférieur, ce qui fait que le revenu global d'un emploi non agricole est de 1.6 % supérieur. Cet écart est probablement dû à une certaine proportion de répondants qui déclarent une partie de leur revenu d'un travail autonome dans la catégorie des traitements et salaires; la question du recensement demande "le montant total des traitements et salaires, des gratifications, des pourboires, ETC. (avant les retenues)". (Le terme ETC. n'était pas souligné dans le texte original - Rashid, 1976, p. 57.)

Il est fort possible que les estimations du revenu d'un emploi en 1970 calculées selon les Comptes Nationaux (C.N.) soient déficientes d'au moins 1.6%, vu la difficulté d'obtenir les déclarations des gagne-petit. Les estimations des C.N. sont fondées en grande partie sur les données de l'impôt sur le revenu, et les changements d'ordre juridique qui ont été apportés en 1972 en vue d'augmenter la couverture des données fiscales ont créé un nouveau lien entre les revenus évalués à partir des données fiscales et d'autres sources. L'évaluation de la rémunération de 1973 a donc été majorée de 2.1% (Comptes nationaux des revenus et des dépenses, deuxième trimestre de 1976, n° 13-001 au catalogue, Statistique Canada). Les données du recensement indiquent qu'en 1970 1,313,000 personnes ont déclaré des traitements et salaires inférieurs à $1,000; le total de ces revenus se chiffre à 609 millions de dollars, soit 1.3 % de l'ensemble des traitements et salaires déclarés au cours du recensement (Rashid, 1976, p. 13).

Alors que les données du recensement sur le revenu d'un emploi ne présentent probablement pas ou presque pas d'erreurs, les autres composantes du revenu sont affectées d'un important biais systématique par défaut. La tendance de ce biais est assez révélatrice. Dans le cas des revenus peu fréquents ou irréguliers, le biais est très élevé. Ainsi, comme l'indiquent les comparaisons avec les données des Comptes nationaux, le biais systématique par défaut se chiffre à 30.5 % pour les intérêts d'obligations, les dividendes sous forme d'obligation et les intérêts de dépôt, mais à 23.4 % seulement dans le cas des autres revenus de placements, y compris les loyers. L'aspect distinctif du premier type de revenu est qu'il peut souvent passer inaperçu. Par exemple, les intérêts des comptes d'épargne sont indiqués par une écriture comptable. Le biais systématique par défaut est remarquablement faible et se situe à 2.1 % pour les allocations familiales et les allocations aux jeunes reçues de façon régulière, et à 2.5 % pour les prestations de vieillesse. Les données sur les divers transferts gouvernementaux,

dont les prestations d'assurance-chômage et les indemnités des accidents du travail, sont biaisées par défaut dans une proportion de 39.4 %. Toutefois, aucune de ces catégories ne constitue plus de 5 % du revenu personnel tandis que le revenu d'un emploi représente plus de 85 % du revenu établi par le recensement.

D'après certaines comparaisons entre les données du recensement sur le revenu et celles de l'enquête sur les finances des consommateurs menée en 1969 et 1971 (enquête effectuée par interview), il apparaît que la méthode de l'autodénombrement utilisée pour le recensement est plus efficace. Alors que les données de l'EFC révèlent que 130,000 personnes en 1969 et 177,000 en 1971 gagnaient plus de $20,000 (Rashid, 1976, p. 32), celles du recensement en signalent 180,000 pour 1970, ce qui laisse supposer que l'autodénombrement incite davantage les personnes qui gagnent un revenu élevé à déclarer leur revenu réel. Dans le même ordre d'idées, les données laissent supposer qu'un plus grand nombre de personnes ont déclaré des revenus d'intérêts et de dividendes dans le cadre du recensement que lors de l'EFC. Par ailleurs, la méthode de l'autodénombrement a fourni moins de données sur les autres revenus de placements, dont les loyers, et a produit des résultats moins fiables dans le cas des autres transferts gouvernementaux, dont les prestations d'assurance-chômage (Rashid, 1976, p. 39), qui sont précisément le type de revenu que les personnes peu instruites touchent dans une assez grande proportion des cas.

L'analyse sous-entend que les coefficients du revenu dans les régressions expliquées plus loin sont légèrement biaisés par excès à cause de la faible erreur systématique par défaut du revenu mesuré. Par ailleurs, l'existence d'une variance d'erreur mesurée suppose un biais systématique par défaut à effet compensateur. Ce biais n'est probablement pas tellement important. L'écart type de l'erreur n'est vraisemblablement pas supérieur à 15 %. Lorsque cet écart type est combiné, par exemple, avec l'écart type de 82 % constaté dans le cas du revenu des chefs de ménage locataires dans les régions urbaines de 30,000 habitants et plus[5] au Manitoba, on observe un biais systématique par défaut asymptotique de moins de 4 % (Johnston, 1972, p. 282). Malheureusement, ce calcul repose sur l'hypothèse que l'erreur de mesure ne varie pas en fonction de la valeur réelle du revenu, alors

Voir note(s) à la page 79.

qu'en fait nous avons supposé que l'erreur de mesure est plus grande pour les gagne-petit et les chômeurs récents. Toutefois, vu que notre échantillon se compose surtout de personnes qui gagnent un revenu d'emploi cette erreur est de peu de conséquence.

3.2.3. Loyer brut

Dans le cas des locataires, la variable dépendante de nos équations sur la consommation de logement est le loyer brut. Au recensement, les locataires devaient déclarer le montant, en dollars, de leur loyer et indiquer les sommes versées pour l'eau, l'électricité, le gaz et tout autre combustible. Le loyer brut est la somme mensuelle de tous ces paiements. Dans notre étude, nous utilisons le loyer brut comme variable plutôt que le loyer en espèces, étant donné que le contenu du loyer en espèces varie trop. À Toronto, par exemple, le coût du chauffage est beaucoup plus souvent compris dans le loyer en espèces qu'à Montréal, de sorte que la différence entre le loyer brut moyen et le loyer en espèces moyen n'est que de $7 à Toronto comparativement à $17 pour Montréal. Dans les régions rurales, cette différence est de $21 tandis que dans les régions urbaines de plus de 500,000 habitants elle est de $12 (Recensement de 1971, volume II.3, tableaux 44 et 47).

L'utilisation de la variable loyer brut soulève deux objections d'importance secondaire. Premièrement, il peut arriver que les locataires considèrent le loyer en espèces comme le facteur de décision parce que c'est la somme d'argent qu'il faut verser pour avoir accès au logement. Par contre, un locataire dont le propriétaire ne paie pas les frais d'électricité et de chauffage doit de toute évidence payer lui-même pour ces services. Deuxièmement, il est fort probable que, dans certains cas, le loyer brut est sous-évalué, parce que les locataires doivent déclarer, dans le questionnaire du recensement, leurs paiements mensuels pour le gaz et leurs paiements annuels pour le mazout, le charbon, le bois et le kérosène. Si ces paiements ont été déclarés sur une base mensuelle et non annuelle, les corrections nécessaires ont été apportées au moment du contrôle des données, mais il subsiste probablement une légère sous-évaluation. Toutefois, il s'agit d'une erreur négligeable, étant donné que les paiements relatifs aux services publics ne constituent pas une part importante du loyer brut, comme l'indique la différence entre le loyer brut et le loyer en espèces. Cependant, ce type de paiement nous a permis de rejeter les ménages qui ne paient manifestement pas un loyer convenable. En effet tous les locataires dont le loyer brut est égal ou inférieur à $10 ont été

exclus de l'analyse de régression au chapitre 7 (mais pas ailleurs).

3.2.4. Valeur du logement

Dans le cas des propriétaires occupant une maison individuelle qui leur appartient, la valeur du logement est la variable dépendante utilisée dans les équations sur la consommation de logement. Au recensement, les propriétaires occupant un logement qui leur appartient devaient répondre à la question suivante: "Si vous vendiez votre logement maintenant, quel prix obtiendriez-vous, selon vous? Il y avait 12 réponses possibles, de "moins de $3,000" à "$62,500 ou plus".

Afin d'évaluer la valeur de ces données, les préposés au recensement ont comparé les listes de vente de maisons individuelles du Service d'inscriptions multiples pour les mois d'août et de septembre (deux à quatre mois après le jour du recensement) avec les données des questionnaires du recensement. Cette comparaison a produit un échantillon de 1,140 cas répartis dans les villes de Montréal, Toronto, Vancouver, Hamilton, Windsor, Saskatoon, Edmonton et Victoria (Priest, Alford et Bailey, 1973). L'analyse de ces données fournit des résultats intéressants[6]. D'abord, le biais constaté est <u>généralement</u> insignifiant; la différence moyenne entre l'évaluation du propriétaire (question H22) et la valeur SIM n'est que de 5.8 %[7]. Par ailleurs, le biais diminue de 5.3 points de pourcentage à chaque augmentation de $10,000 de la valeur de la maison; plus précisément, les résultats de notre régression indiquent que, pour cet échantillon, le biais est de 11.2 % dans le cas des maisons d'une valeur SIM de $20,000 et de seulement 0.6 % pour les maisons d'une valeur SIM de $40,000. Le fait que les propriétaires tendent à attribuer la valeur moyenne à leur maison signifie que les évaluations immobilières faites au recensement présentent moins de variance que les valeurs réelles des maisons et que, par conséquent, les estimations paramétriques dans nos régressions sont légèrement biaisées vers zéro. Il faudra tenir compte de ce fait au moment de l'interprétation des résultats.

Voir note(s) à la page 79.

3.3. Contrôle des données

Aux fins de la présente étude, tous les cas doivent faire l'objet d'un contrôle, sauf ceux qui sont clairement inacceptables. Comme il a été mentionné plus haut, les ménages qui paient un loyer brut inférieur à $10 ne sont pas pris en compte dans l'analyse au chapitre 7. Nous avons aussi exclu les ménages militaires et collectifs de même que les ménages résidant à l'étranger. Les ménages militaires, c.-à-d. les ménages dont le chef fait partie des Forces armées, sont exclus parce que leurs frais de logement sont habituellement supportés par le gouvernement. Un ménage collectif est un groupe de personnes qui occupe un logement tel qu'une résidence d'étudiants, un camp de bûcherons, un couvent, un hôpital ou une prison.

Le loyer et la valeur du logement utilisés ici comme variables ont été établis à partir des données du recensement. Plus particulièrement, les loyers et les valeurs établis d'après le recensement sont répartis en diverses catégories et les variables utilisées sont exprimées en dollars. La valeur de ces variables est établie à partir des données du recensement; on suppose que le point médian d'une catégorie en constitue aussi la moyenne. Afin de déterminer une moyenne hypothétique raisonnable pour les catégories ouvertes, il a fallu représenter graphiquement la répartition des autres catégories et examiner les extrapolations. Il apparaît que pour les logements d'une valeur inférieure à $3,000 et supérieure ou égale à $62,500, les moyennes se chiffrent à $2,000 et $67,500 respectivement; pour les loyers bruts de moins de $20 et de $600 et plus, elles sont de $10 et de $625. Enfin, lorsque le revenu du ménage ou du chef du ménage est inférieur à $100, on le considère comme égal à $100. Cette façon plutôt arbitraire de procéder est nécessaire en vue des transformations logarithmiques qu'il faut effectuer à l'aide de données qui prennent une valeur zéro ou une valeur négative.

Plusieurs autres variables sont des transformations des variables établies pour les bandes-échantillon à grande diffusion. En ce qui a trait aux "années de scolarité", nous avons attribué des numéros aux catégories du recensement: aucune instruction, 1; moins d'une 5e année, 3; 5e à 8e année, 7; 9e et 10e années, 9.5; 11e année, 11; 12e année, 12; 13e année, 13; formation universitaire sans diplôme, 15; baccalauréat ou diplôme de premier grade, 17; maîtrise ou doctorat, 19. Il s'agit là des valeurs relatives aux niveaux de scolarité contenues sur la bande des ménages. Les bandes des familles et des personnes sont un peu plus détaillées. Pour les catégories enregistrées dans ces bandes, on a attribué les numéros

Voir note(s) à la page 79.

suivants; 1-2 années d'université, 14.5; 3-4 années d'université sans diplôme, 16; 3-4 années d'université avec diplôme, 17; 5 années et plus d'université sans diplôme, 16.5; 5 années et plus d'université avec diplôme, 19. Le "nombre d'enfants" correspond à la catégorie établie pour le recensement, soit le nombre de personnes âgées de moins de 18 ans. Lorsqu'il y a 10 personnes ou plus, le numéro attribué est 10.

3.4. Bandes-échantillon à grande diffusion

L'analyse de la présente étude est fondée en grande partie sur les bandes-échantillon à grande diffusion du recensement[8]. Il s'agit d'échantillons représentant 1 % de l'univers des questionnaires individuels. Nous utilisons le fichier des particuliers dans le chapitre 5. Dans ce fichier, chaque enregistrement se rapporte à une seule personne. Le fichier des ménages est employé dans les chapitres 6 et 7. Dans ce fichier, chaque enregistrement se rapporte à un seul ménage.

Les avantages que présente l'utilisation de microdonnées de ce genre sont maintenant bien reconnus. Seules les microdonnées permettent de créer des relations complexes. Lorsque des moyennes sont utilisées au lieu de microdonnées, la série de données a tendance à devenir trop colinéaire pour le calcul d'estimations paramétriques stables. Auparavant, les microdonnées n'étaient pas utilisées, et ce principalement à cause du coût élevé des calculs (voir Prais et Houthakker, 1971). La situation n'a changé qu'au cours des 15 dernières années. L'utilisation de bandes-échantillon à grande diffusion offre un autre avantage moins évident. En effet, elle permet au chercheur d'obtenir facilement des tableaux spéciaux. Sans les échantillons, ces tableaux ne pourraient être établis qu'à l'aide du fichier principal de Statistique Canada; toutefois, le chercheur ne peut pas avoir accès directement à ces données en raison de leur confidentialité. C'est pourquoi l'obtention de tableaux spéciaux constitue une longue et difficile entreprise. De plus, les tableaux produits à partir des bandes-échantillon à grande diffusion coûtent moins cher en temps-machine. En somme, les avantages compensent largement l'inconvénient de l'augmentation de l'erreur type de l'estimation des éléments de nos tableaux.

Les échantillons produits par le rapport un sur cent sont habituellement de grande taille, quelles que soient les critères de mesure. Par exemple, pour la région métropolitaine centrale de Toronto, l'échantillon des ménages compte 7,743

Voir note(s) à la page 79.

questionnaires, 4,251 propriétaires et 3,484 locataires. En comparaison, deux des études les plus importantes menées récemment aux États-Unis étaient fondées sur des échantillons de 995 ménages à St. Louis (Kain et Quigley, 1975, p. 159) et de 3,332 ménages à Pittsburgh (Struyk, 1976, p. 56). La taille importante de l'échantillon à grande diffusion dans diverses régions nous permet d'analyser des sous-échantillons créés en fonction de variables telles que l'âge. Il est relativement clair que le sous-échantillonnage qui aurait dû être inclus dans l'étude de Kain et de Quigley n'a pu être fait précisément à cause de la petite taille de l'échantillon.

3.5. Estimation des composantes du revenu et de la valeur nette d'option

Le chapitre 2 contient les définitions des variables revenu et patrimoine indiquées ci-dessous:

Y = revenu selon les données du recensement

EY = $\hat{y}(t)$ = revenu courant prévu

ONW = valeur nette d'option =

$$.05 \sum_{j=6+E}^{t-1} \hat{y}(j) \left(\frac{1+r}{1+g}\right)^{t-j}$$

PY = revenu permanent =

$$r\left(\sum_{j=t}^{D} \hat{y}(j) \left(\frac{1+r}{1+g}\right)^{-(j-t)} + (Y-EY)\right)$$

TY = revenu transitoire = Y - PY

UTY = revenu transitoire imprévu = Y - EY

ETY = revenu transitoire prévu = EY - PY

lorsque

.05 est le taux d'épargne hypothétique

g est le taux de croissance du revenu réel

r est le taux d'intérêt réel

E est le nombre d'années de scolarité

D est l'âge prévu au décès

Pour procéder à l'estimation de EY et, par conséquent, des autres termes ci-dessus, il faut d'abord et avant tout faire l'estimation des équations qui expliquent le revenu. Les tableaux 3.2 à 3.5 fournissent les résultats de cette estimation pour les chefs de ménage. Comme le démontre l'étude de Holmes (1974), les équations de régression sont estimées séparément selon les différentes catégories de sexe et d'instruction, ce qui favorise pleinement les interactions entre les variables sexe et instruction et les caractéristiques incluses explicitement dans les équations. Les différences entre les estimations paramétriques d'un certain nombre de caractéristiques justifient pleinement cette stratification, bien qu'elle ne soit pas soumise aux tests habituels de structure. L'effet de l'âge sur le revenu, par exemple, varie grandement selon le sexe et le niveau de scolarité. La relation âge-revenu est beaucoup plus accentuée chez les personnes d'un niveau de scolarité élevé que chez celles qui n'ont pas ou pratiquement pas d'instruction et elle est plus marquée pour les hommes que pour les femmes. De plus, pour les hommes, le fait d'occuper un poste dans la catégorie "direction" augmente beaucoup plus le revenu du groupe le moins instruit que n'importe quelle autre catégorie, et le fait d'avoir une compétence professionnelle et un travail autonome accroît le revenu du groupe le plus instruit de façon beaucoup plus marquée que toute autre catégorie.

Il convient de préciser que, par revenu, nous entendons le revenu global et non simplement le revenu d'un emploi. Comme nous le verrons, lorsque la principale source de revenu est le placement, le revenu est substantiellement plus élevé.

Pour calculer EY de n'importe quel chef de ménage, il suffit d'utiliser les valeurs des variables s'appliquant à ce chef avec la régression appropriée. Il faut toutefois faire exception dans le cas de deux variables population active, soit "inactif" et "chômeur". Certains prétendent que ces caractéristiques ne sont que temporaires (Struyk, 1976), mais d'autres avancent que, dans une certaine mesure, elles sont plutôt d'ordre permanent; par exemple, il est plus probable qu'un chômeur se retrouve plus souvent sans travail qu'une personne type du même âge et du même sexe. Les employés du secteur de la construction ont un taux de chômage prévu beaucoup plus élevé que celui des employés de la plupart des entreprises du secteur manufacturier. C'est pourquoi il a été décidé que ces variables seraient égales à la valeur moyenne de la valeur individuelle et de la valeur des catégories âge, sexe et niveau de scolarité.

TABLEAU 3.2. Estimations du modèle de revenu, chefs de ménage masculins, RMR de Toronto, 1971

Variables	Niveau de scolarité				
	Moins d'une 9e année	9e à 11e année	12e et 13e années	Études universitaires	Diplôme universitaire
Âge: Plus de 65 ans[1]	3.54[2]	6.94[2]	7.57[2]	10.30[3]	25.34[2]
N'ayant pas travaillé en 1970-1971	-3.85[2]	-2.99[2]	-1.57[4]	4.78[4]	3.64
Âge: 65 ans ou moins[1]					
Âge	.22[2]	.46[2]	.46[2]	.74[2]	1.14[2]
Âge - au carré	- .0026[2]	- .0052[2]	- .0045[2]	- .0070[3]	- .0099[2]
Non actifs	-2.26[2]	-2.73[2]	-2.92[3]	-2.14	-4.12[4]
Chômeurs	-2.84[2]	-2.89[2]	-2.57[3]	-4.51[3]	-7.69[2]
N'ayant pas travaillé en 1970-1971	-3.24[2]	-4.11[2]	-3.90[3]	.64	-8.57[4]
11e année de scolarité		.28[4]			
État matrimonial					
Veufs, séparés, divorcés	.079	-1.22[3]	.39	-3.24[4]	-5.75[3]
Célibataires	- .97[4]	-1.64[2]	-1.71[2]	- .052	-2.77[3]
Revenu de placement[5]	2.08[2]	7.29[2]	6.98[2]	11.50[2]	13.58[2]
Travailleurs autonomes	1.05[2]	.88[3]	.26	1.21	9.57[2]
Professions[6]					
Direction	13.93[2]	5.43[2]	7.63[2]	5.58[2]	8.64[2]
Travail spécialisé	- .71	- .13	1.30[3]	.77	5.01[3]
Travail administratif	- .67[4]	- .47[4]	- .50	.34	.88
Commerce	.71[4]	1.06[2]	1.35[3]	2.29[3]	1.38
Services	-1.42[2]	- .63[4]	- .78[4]	-1.58	-3.83
Industrie primaire	-3.07[2]	-3.31[2]	-3.30[4]	-6.04	-11.18
Autres	- .46[4]	.27	- .64	- .99	2.22
Non déclaré	- .51	- .45	.72	1.23	6.58[4]
Constante	3.28[3]	- .85	-1.27	-8.04[4]	-17.65[2]
$\bar{R}^2$	.253	.213	.233	.212	.326
Nombre d'observations	1804	1834	1573	453	684

[1] Âge en 1970.

[2] Significatif à 1 %.

[3] Significatif à 5 %.

[4] $|t| \geq 1$.

[5] Le revenu de placement est la principale source de revenu du ménage.

[6] Les professions sont définies de façon à inclure les catégories établies dans la "Classification des professions, recensement du Canada, 1971"; direction (11); travail spécialisé (21, 23, 25, 27, 31, 33); travail administratif (41); commerce (51); services (61); industrie primaire (71, 73, 75, 77); autres professions (91, 93, 95, 99); non déclaré (00).

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

TABLEAU 3.3. Estimations du modèle de revenu, chefs de ménage masculins, RMR de Montréal, 1971

Variables	Niveau de scolarité				
	Moins d'une 9e année	9e à 11e année	12e et 13e années	Études universitaires	Diplôme universitaire
Âge: Plus de 65 ans[1]	6.04[2]	10.76[2]	12.67[2]	10.25[2]	39.90[2]
N'ayant pas travaillé en 1970-1971	-4.07[2]	-5.35[2]	-7.73[2]	- .41	-1.92
Âge: 65 ans ou moins[1]					
Âge	.30[2]	.48[2]	.40[3]	.59[2]	1.75[2]
Âge - au carré	- .0034[2]	- .0050[2]	- .0036[4]	- .0067[2]	- .018[2]
Non actifs	- .46[4]	-1.15[2]	- .45	-2.07[4]	-1.87
Chômeurs	-1.21[2]	-2.82[2]	-3.43[2]	-2.97[3]	-3.33[4]
N'ayant pas travaillé en 1970-1971	-3.98[2]	-4.67[2]	-3.97[4]	-4.22[4]	-2.09
11e année de scolarité		.64[2]			
État matrimonial					
Veufs, séparés, divorcés	- .94[2]	-1.12[3]	.026	1.72[4]	.25
Célibataires	- .81[3]	-1.22[2]	-1.46[4]	-1.89[3]	-1.36[4]
Revenu de placement[5]	1.38[3]	4.70[2]	4.71[3]	6.06[2]	-2.80
Travailleurs autonomes	.59[3]	2.16[2]	.76	.86	5.59[2]
Professions[6]					
Direction	10.11[2]	5.90[2]	7.03[2]	5.83[2]	5.12[3]
Travail spécialisé	- .059	.21	1.33[4]	.88	2.61[4]
Travail administratif	.36[4]	- .39[4]	- .69	- .16	2.01
Commerce	1.45[2]	.52[4]	.64	2.80[2]	- .041
Services	-1.07[2]	- .22	.15	- .20	-1.53
Industrie primaire	-1.16[4]	-2.63[4]	-3.14	-5.94[4]	2.75
Autres	- .15	- .66[4]	.20	.85	1.34
Non déclaré	- .65[3]	.26	.20	- .62	3.12[4]
Constante	.73	-2.26[4]	- .99	-3.73[4]	-27.40[2]
$\bar{R}^2$	.261	.246	.206	.245	.253
Nombre d'observations	2680	2018	733	500	604

[1] Âge en 1970.

[2] Significatif à 1 %.

[3] Significatif à 5 %.

[4] $|t| \geq 1$.

[5] Le revenu de placement est la principale source de revenu du ménage.

[6] Les professions sont définies de façon à inclure les catégories établies dans la "Classification des professions, recensement du Canada, 1971"; direction (11); travail spécialisé (21, 23, 25, 27, 31, 33); travail administratif (41); commerce (51); services (61); industrie primaire (71, 73, 75, 77); autres professions (91, 93, 95, 99); non déclaré (00).

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

TABLEAU 3.4. Estimations du modèle de revenu, chefs de ménage féminins, RMR de Toronto, 1971

Variables	Niveau de scolarité			
	Moins d'une 9e année	9e à 11e année	12e et 13e années ou études universitaires	Diplôme universitaire
Âge: Plus de 65 ans[1]				
Travaillé avant 1970	- .00024	5.50[2]	2.82[3]	20.31[4]
Jamais travaillé	-3.41[2]	-3.10[2]	.13	
	-2.49[2]	-1.59[4]	5.13[2]	-5.86
Âge: 65 ans ou moins[1]				
Âge	- .0098	.21[4]	.17[3]	.53[3]
Âge - au carré	- .00021	- .0020[3]	- .001[4]	- .0021
Non actives	-1.44[4]	-1.07[3]	-2.54[3]	-8.27[3]
Chômeuses	-2.64[2]	-1.42[3]	-1.15	-7.04[3]
N'ayant pas travaillé en 1970-1971	-1.50[3]	- .69	- .52	3.03
Instruction				
11e année		.88[2]		
Études universitaires			.092	
État matrimonial				
Veuves	.16	- .94[4]	- .50	-3.39
Séparées ou divorcées	.13	- .81[4]	- .29	-1.14
Principale source de revenu				
Paiement de transfert d'impôts	- .60[3]	-1.15[4]	-3.27[2]	-9.25[3]
Revenu de placement	3.40[2]	2.44[2]	3.97[2]	1.05
Autres[5]	1.72[4]	5.31[2]	1.51	6.07[3]
Travail autonome	.16	-1.08[3]	6.24[2]	-11.21[3]
Professions[6]				
Direction	2.33[3]	1.03	4.28[2]	5.78[2]
Travail spécialisé	- .43	.19	.71[3]	4.27[4]
Commerce	- .057	- .46	-1.05	--
Services	-1.10[3]	- .34	-1.81[3]	-2.90
Industrie primaire	--	--	-4.40	--
Montage	- .63	1.09[3]	1.08	--
Autres	.47	-1.23[3]	- .20	2.14
Non déclaré	1.30[3]	- .33	- .27	2.92
Constante	5.20[3]	.67	1.85	-9.73[3]
$\bar{R}^2$	.297	.248	.198	.325
Nombre d'observations	394	409	505	67

[1] Âge en 1970.

[2] Significatif à 5 %.

[3] Significaf à 1 %.

[4] $|t| \geq 1$.

[5] Ne comprend pas les salaires et traitements, le revenu provenant d'un travail autonome, les pensions de retraite, les paiements de transfert d'impôts ou les revenus de placement.

[6] Les professions sont définies de façon à inclure les catégories établies dans la "Classification des professions, recensement du Canada, 1971": direction (11); travail spécialisé (21, 23, 25, 27, 31, 33); commerce (51); services (61); industrie primaire (71, 73, 75, 77); montage (81, 82, 83, 85, 87); autres professions (91, 93, 95, 99); non déclaré (00).

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

TABLEAU 3.5. Estimations du modèle de revenu, chefs de ménage féminins, RMR de Montréal, 1971

Variables	Niveau de scolarité			
	Moins d'une 9e année	9e à 11e année	12e et 13e années ou études universitaires	Diplôme universitaire
Âge: Plus de 65 ans[1]	3.10[2]	7.82[3]	6.42[4]	24.36[3]
Travaillé avant 1970	-3.94[3]	-5.61[3]	-4.69[2]	
Jamais travaillé	-4.05[3]	-5.83[3]	-4.18[4]	-4.65[4]
Âge: 65 ans ou moins[1]				
Âge	.11[4]	.20[4]	.16	.79[2]
Âge - au carré	- .0013[4]	- .0019[4]	- .0011	- .0082[2]
Non actives	- .32	- .34	- .35	1.20
Chômeuses	- .39	-1.30[4]	-2.22[4]	-2.97[4]
N'ayant pas travaillé en 1970-1971	-3.00[3]	-1.98[2]	-1.56[4]	-1.80
Instruction				
11e année		.79[2]		
Études universitaires			1.72[3]	
État matrimonial				
Veuves	.54[2]	- .37	-1.70[4]	.083
Séparées ou divorcées	.18	- .45	1.59[4]	.46
Principale source de revenu				
Paiement de transfert d'impôts	- .32[4]	-1.31[2]	- .25	-4.74[4]
Revenu de placement	1.63[3]	4.20[3]	7.93[3]	1.83[4]
Autres[5]	1.81[3]	1.31[4]	- .90	- .76
Travail autonome	2.90[3]	.19	- .88	--
Professions[6]				
Direction	7.93[3]	3.57[3]	4.07[3]	1.43
Travail spécialisé	.46	.42	1.30[4]	3.84[3]
Commerce	-1.69[3]	-1.34[4]	.38	3.41[4]
Services	-1.84[3]	-1.62[2]	-2.47[4]	1.97
Industrie primaire	--	--	--	3.67[4]
Montage	- .71[4]	- .62	-3.61[4]	--
Autres	-1.25[4]	.085	9.15[4]	6.71[4]
Non déclaré	-1.40[3]	- .60	.024	3.10[4]
Constante	2.58[4]	.39	.62	-12.12[2]
$\bar{R}^2$	.380	.192	.225	.426
Nombre d'observations	662	480	284	83

[1] Âge en 1970.

[2] Significatif à 5 %.

[3] Significacf à 1 %.

[4] $|t| \geq 1$.

[5] Ne comprend pas les salaires et traitements, le revenu provenant d'un travail autonome, les pensions de retraite, les paiements de transfert d'impôts ou les revenus de placement.

[6] Les professions sont définies de façon à inclure les catégories établies dans la "Classification des professions, recensement du Canada, 1971": direction (11); travail spécialisé (21, 23, 25, 27, 31, 33); commerce (51); services (61); industrie primaire (71, 73, 75, 77); montage (81, 82, 83, 85, 87); autres professions (91, 93, 95, 99); non déclaré (00).

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

Afin de pouvoir calculer ONW et PY, il faut faire certaines suppositions concernant le taux d'intérêt réel et le taux de croissance du revenu réel. Supposons ici que le taux réel de l'intérêt est de 0.05 et que le taux de croissance du revenu réel se chiffre à 0.03. La valeur 0.05 attribuée au taux d'intérêt réel est probablement trop élevée pour le milieu et la fin des années soixante-dix, mais semble appropriée pour 1971 (voir Holmes, 1974, à ce sujet), surtout si le taux d'intérêt réel en question s'applique aux ménages. Dans ce contexte, lorsque le taux d'inflation atteint 9 % et que le taux d'intérêt réel est de 5 %, le taux nominal d'intérêt pour les ménages s'élève à 14 %, ce qui est inférieur aux taux souvent pratiqués pour les prêts à la consommation. Le taux de croissance de 0.03 du revenu réel est approximativement celui qu'a connu le Canada dans les années soixante, selon les données des Comptes nationaux.

Il est nécessaire d'avoir l'âge prévu au décès pour calculer PY. Cette donnée est tirée des tables actuarielles des deux sexes. Pour l'analyse des revenus permanents au chapitre 5, qui sont estimés à l'aide de régressions, non incluses ici, et à partir de la bande-échantillon à grande diffusion sur les particuliers, l'âge prévu au décès varie selon l'âge actuel de la personne. Dans le cas du PY utilisé dans les chapitres 6 et 7, l'âge prévu au décès est une constante. La méthode employée dans le chapitre 5 est préférable à celle qui est appliquée dans les chapitres 6 et 7, mais des tests ont démontré qu'il n'y a pas de différence importante entre les résultats obtenus par ces deux méthodes.

Les chapitres 6 et 7 portent sur la décision relative aux ménages; par conséquent, les variables appropriées doivent être des variables revenu du ménage. En principe, les composantes du revenu permanent et des autres types de revenu doivent donc être estimées pour chaque membre du ménage qui touche un revenu, puis agrégées. Malheureusement, il n'est pas possible d'effectuer une telle opération avec les bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages. Seul le revenu du chef de ménage est indiqué séparément du revenu total du ménage, et seules les caractéristiques qui le concernent sont données. Les variables revenu du ménage utilisées ici sont obtenues simplement en multipliant ONW et PY respectivement par le rapport entre le revenu moyen mesuré des ménages de l'échantillon (c.-à-d. tous les ménages de Toronto et de Montréal respectivement) et le revenu moyen mesuré du chef de ménage. De plus, en dégageant les composantes du revenu transitoire, Y est défini comme étant le revenu mesuré des ménages. Il convient de noter que, selon cette

méthode d'estimation, la taille du revenu de l'épouse influe directement sur la taille du revenu transitoire du ménage, mais non sur celle de son revenu permanent. Dans la mesure où le taux d'activité des femmes mariées est instable, cette conséquence de la méthode d'estimation est valable.

3.6. Le modèle "logit"

L'estimation de la probabilité de décohabitation (chapitre 5) et de la probabilité d'accession à la propriété (chapitre 6) suppose que le modèle logit est valable. Dans ce modèle, P_i, c'est-à-dire la probabilité que le $i^{ième}$ ménage est propriétaire, est indiquée par l'équation

$$P_i = \frac{1}{1+e^{-Z_i}}$$

où $Z_i = X_i B$ et où X_i est un vecteur de variables explicatives. Une caractéristique intéressante de cette équation est que ses limites sont zéro et un. Cela signifie que la probabilité d'accession à la propriété ne peut jamais être considérée négative ou supérieure à un, comme c'est le cas dans le modèle de probabilité linéaire. Il convient de noter que P_i égale .5 lorsque Z_i est zéro. On peut exprimer également le modèle logit de la façon suivante[9]:

$$\ln \left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = -Z_i$$

La première dérivée de P_i relativement à X_{ij}, une composante de X_i, est $P_i(1-P_i)\beta_j$, où β_j est la $j^{ième}$ composante du vecteur β. Il est à noter que l'effet d'un changement touchant une variable dépend de la densité de probabilité et que cet effet est symétrique autour de P = .5; ainsi, on obtient $.05\beta_j$, $.09\beta_j$, $.16\beta_j$, $.21\beta_j$, $.25\beta_j$, $.21\beta_j$, $.16\beta_j$, $.09\beta_j$, $.05\beta_j$ lorsque P est respectivement .05, .1, .2, .3, .5, .7, .8, .9, .95. Comme ces chiffres l'indiquent, la première dérivée change très rapidement aux niveaux de probabilité extrêmes et très peu d'environ .3 à .7. Afin de faciliter l'interprétation des résultats, la plupart des tableaux fournissent des coefficients estimatifs dont la valeur a été multipliée par 25, ce qui, en pourcentage, montre l'effet d'un faible changement apporté à une variable lorsque la probabilité est .5.

Voir note(s) à la page 79.

NOTES

[1]Recensement du Canada de 1971, formule 2B.

[2]Les questionnaires ont été repris dans les régions peu peuplées. En outre, ces méthodes n'ont pas été utilisées pour les personnes constituant des cas spéciaux, par exemple des personnes vivant dans des régions éloignées du Nord ou dans des institutions. Le "Dictionnaire des termes du recensement de 1971" explique en détail des méthodes utilisées pour ce recensement.

[3]En 1971, 339,740 chefs de ménage (4.9 % de tous les chefs) avaient immigré en 1961 ou plus tard (Recensement du Canada de 1971, volume II.4, tableau 54). La langue maternelle de bon nombre d'entre eux était l'anglais ou le français. Les immigrants de 1961-1971 étaient chefs de 265,115 familles; 73.5 % de ces familles comptaient un enfant, et 56.8 % des enfants de ces familles avaient plus de six ans (Recensement du Canada de 1971, volume II.2, tableau 69). Dans plus de la moitié des familles époux-épouse dont le chef a immigré entre 1961 et 1971, la femme faisait partie de la population active.

[4]Une cuisine distincte est considérée comme une pièce, mais les salles de bains, les garde-robes, les dépenses, les vestibules ou couloirs et les pièces servant exclusivement à des fins commerciales ne sont pas comptés. Les pièces partiellement divisées en forme de "L" sont considérées comme formant deux pièces distinctes, si le recensé les juge ainsi (Recensement du Canada de 1971, volume II.3). Nous supposons que des occupants de garçonnières n'ont pas jugé que leur cuisine constitue une pièce distincte, et c'est pourquoi leur logement est considéré comme une seule pièce.

[5]Calculé à partir de la bande-échantillon à grande diffusion.

[6]Explication détaillée dans l'ouvrage de Steele et Buckley (1976). Cette analyse est fondée sur des analyses antérieures effectuées par Priest, Alford et Bailey (1973).

[7]Ces résultats sont remarquablement analogues aux résultats obtenus à partir de deux échantillons hétérogènes des États-Unis.

[8]Le document "Bandes-échantillon à grande diffusion, Documentation des utilisateurs" contient tous les renseignements désirés sur la méthode d'échantillonnage. Il indique les procédés utilisés pour assurer la confidentialité des données.

[9]Voir Pindyck et Rubinfeld (1976, 247 ff.) pour obtenir une description plus détaillée, quoique très simple du modèle "logit".

CHAPITRE 4

VUE D'ENSEMBLE DU LOGEMENT, DE L'ÂGE ET DU REVENU

4.1. Introduction

Le présent chapitre dresse un vaste tableau de la demande et des caractéristiques du logement. Nous débutons par une discussion sur la variation des caractéristiques du logement entre les régions rurales et urbaines, et entre les provinces. Puis nous examinons la relation qui existe entre l'âge du chef de ménage et le mode d'occupation, le loyer, la valeur du logement et le nombre de pièces. Nous terminons par une étude sur la relation entre la consommation de logements et le revenu. Les chapitres suivants contiennent une analyse plus détaillée de la structure de la demande de logements, particulièrement dans les RMR de Montréal et de Toronto.

4.2. Caractéristiques du logement et catégorie d'habitat

Selon une des principales prévisions économiques, il y aura un écart considérable entre le prix des terrains dans les noyaux urbains et dans les banlieues (par exemple, voir Muth, 1969). Plus le noyau urbain est densément peuplé, plus le prix moyen des terrains est élevé. Les données (tableau 4.1) recueillies pour l'ensemble du pays en 1971 corroborent cette prévision. Elles montrent qu'un logement individuel non attenant occupé par le propriétaire avait une valeur moyenne de $25,500 dans les grands centres urbains (population de 30,000 ou plus), mais de seulement $17,300 dans les petits centres urbains (population de moins de 30,000) et de $13,400 dans les régions rurales. Le loyer brut moyen suit à peu près la même tendance et est de 65 % plus élevé dans les grands centres urbains que dans les régions rurales non agricoles. Ce taux se rapproche étonnamment du taux (91 %) de la valeur des logements individuels non attenants en raison du fait que le loyer brut comprend les paiements pour les services publics, qui varient relativement peu entre les régions rurales et urbaines, et que les logements locatifs occupent une moins grande superficie de terrain par logement.

Le tableau 4.1 montre aussi que la variation entre les provinces est beaucoup moins importante que celle entre les régions rurales et urbaines. La valeur des logements et les loyers sont les plus bas dans les provinces des Prairies et de l'Atlantique, où la croissance démographique est relativement lente et les revenus faibles. Toutefois, il y a des exceptions à l'intérieur de ces régions. En Nouvelle-Écosse, par exemple, les loyers et la valeur des logements sont

TABLEAU 4.1. Logement et revenu selon la région, 1971

Région	Taux de propriété	Taux de propriété de logements individuels non attenants	Nombre moyen de personnes par ménage		Loyer moyen brut	Valeur moyenne des logements individuels non attenants occupés par le propriétaire	Revenu moyen du ménage		
								Propriétaires	
			Loca-taires	Proprié-taires			Locataires	Ensemble	Logements individuels non attenants
	Pourcentage						$		
Canada									
Ensemble	60.6	51.8	2.91	3.84	119	20,626	7,952	10,302	10,683
Urbaine 30,000 et plus	50.8	40.9	2.77	3.80	127	25,481	8,208	12,368	12,685
Urbaine moins de 30,000	67.2	58.7	3.22	3.78	104	17,262	7,377	9,604	9,700
Rurale non agricole	78.8	71.9	3.51	3.80	77	13,369	6,737	7,356	7,305
Rurale agricole	92.9	90.0	3.83	4.32	..	..	..	6,855	..
Urbaine 30,000 et plus									
Terre-Neuve	60.6	39.8	3.92	4.27	112	24,700	8,172	11,040	12,295
Nouveau-Brunswick	52.0	42.8	3.05	3.85	102	18,555	7,217	10,443	10,816
Nouvelle-Écosse	50.8	43.3	3.17	3.89	138	23,618	8,105	12,760	13,190
Québec	36.0	21.7	3.00	4.11	112	20,940	8,126	12,598	13,462
Ontario	57.0	46.8	2.67	3.78	143	28,315	8,837	12,847	13,165
Manitoba	59.2	54.9	2.49	3.50	113	18,937	7,221	10,946	11,202
Saskatchewan	60.4	56.9	2.51	3.58	111	17,451	6,380	10,049	10,058
Alberta	56.1	51.4	2.68	3.75	131	24,309	7,846	12,428	12,632
Colombie-Britannique	56.9	53.0	2.27	3.51	136	27,768	7,362	11,594	11,736
RMR de Montréal	35.3	21.0	2.95	3.96	116	20,651	8,280	12,549	13,210
RMR de Toronto	55.0	41.2	2.67	3.84	154	34,893	9,331	13,778	14,545

.. non disponible.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages. Les ménages dont le chef fait partie des Forces armées ou est un détenu et les ménages qui résident à l'étranger sont exclus dans tous les cas. Les ménages agricoles ont été exclus des colonnes 5, 6, 7 et 9.

beaucoup plus élevés que ceux des deux autres provinces des Prairies. Il demeure cependant que le Québec présente les données les plus surprenantes sur les loyers et la valeur des logements, puisqu'ils sont considérablement inférieurs à la moyenne nationale établie pour les grands centres urbains, malgré que Montréal constitue la plus grande RMR du Canada. Ce contraste entre le Québec et le reste du pays est souligné par l'écart considérable qui existe entre les RMR de Montréal et de Toronto. En effet, la valeur moyenne d'un logement à Toronto ($34,900) est 69 % plus élevée qu'à Montréal, et le loyer moyen à Toronto ($154) est de 33 % supérieur à celui de Montréal.

4.2.1. Différences régionales dans le prix des maisons

Afin de pouvoir interpréter les données, il importe de déterminer dans quelle mesure les différences régionales et rurales/urbaines sont attribuables aux différences de "quantité" plutôt qu'aux différences de prix. Bien entendu, la valeur d'une maison s'obtient en multipliant la "quantité" par le prix. En d'autres mots, est-ce que la valeur des logements et les loyers diffèrent à cause du nombre de pièces ou de la valeur de ces pièces? Dans le présent contexte, la "quantité" du logement que l'on nommera dorénavant "la catégorie" désigne non seulement le nombre de pièces, mais aussi des caractéristiques aussi diverses que la qualité de la construction, le nombre de toilettes et le type de voisinage. En termes plus simples, la catégorie du logement est la valeur marchande de ce logement divisée par celle d'un logement "type".

Des données de la Société centrale d'hypothèques et de logement sur les maisons neuves fournissent un aperçu de la variation des prix du stock immobilier actuel. Il semble raisonnable d'avancer que, sauf à court terme, le prix des logements est déterminé par le prix des constructions neuves (voir Muth, 1960). Cette situation s'explique par la facilité d'entrer dans le secteur de la construction résidentielle, ce qui produit une courbe très élastique de l'offre de constructions résidentielles neuves. Tant que les maisons neuves seront un substitut équivalent des maisons existantes, le prix du stock actuel devra être déterminé en fonction du prix des maisons neuves[1].

Le tableau 4.2 présente les données de la SCHL sur le coût des terrains et de la construction de maisons individuelles neuves financées à l'aide de prêts hypothécaires approuvés aux termes de la LNH. Le coût des terrains n'est pas

Voir note(s) à la page 104.

TABLEAU 4.2. Prix des logements individuels non attenants neufs financés aux termes de L'acte national de l'habitation, selon la région urbaine, 1971

Région urbaine	Coût du terrain	Coût par pied carré	Coût d'une maison de 1,000 pieds carrés[1]
		$	
Terre-Neuve			
St. John's	5,113	15.63	20,743
Nouvelle-Écosse			
Halifax	5,434	17.58	23,014
Sydney-Sydney Mines	764	14.48	15,244
Moyenne de la province[2]			21,862
Nouveau-Brunswick			
Saint John	3,714	15.58	19,294
Moncton	3,704	14.63	18,334
Moyenne de la province[2]			18,899
Québec			
Montréal	2,179	14.12	16,299
Chicoutimi-Jonquière	1,400	14.61	16,010
Québec (cité)	2,418	15.21	17,628
Drummondville	1,695	13.65	15,345
Saint-Jean	1,438	13.34	14,778
Shawinigan	1,233	14.11	15,343
Sherbrooke	1,958	14.58	16,538
Trois-Rivières	1,324	12.44	13,764
Valleyfield	1,414	14.14	15,554
Hull	3,537	15.07	18,607
Saint-Jérome	1,403	14.48	15,883
Moyenne de la province[2]			16,382
Écart type de la province[2]			768
Ontario			
Toronto	12,107	14.79	26,897
Hamilton	10,851	14.74	25,591
Kitchener	6,999	15.04	22,039
London	6,233	15.45	21,683
Ottawa	7,349	15.17	22,519
Sudbury	6,490	17.88	24,370
Ontario - suite			
Thunder Bay	6,391	16.99	23,381
Windsor	6,285	19.69	25,975
Brantford	6,981	15.21	22,191
Guelph	7,944	15.12	23,064
Kingston	6,485	16.43	22,915
Oshawa	10,254	14.07	24,324
Peterborough	5,102	15.15	20,252
Sarnia	6,421	16.32	22,741
Sault Ste.Marie	4,176	16.94	21,116
Cornwall	2,692	16.35	19,042
North Bay	6,419	18.23	24,649
St. Catharines-Niagara	7,020	16.44	23,460
Timmins	3,843	17.97	21,813
Moyenne de la province[2]			25,146
Écart type de la province[2]			2,131
Manitoba			
Winnipeg	4,534	15.78	20,314
Saskatchewan			
Regina	3,033	14.35	17,383
Saskatoon	3,066	14.25	17,316
Moyenne de la province[2]			17,351
Alberta			
Calgary	5,848	15.14	20,988
Edmonton	6,663	15.16	21,823
Lethbridge	4,234	17.03	21,264
Moyenne de la province[2]			21,420
Colombie-Britannique			
Vancouver	8,179	15.55	23,729
Victoria	7,502	17.70	25,202
Moyenne de la province[2]			23,964

[1] Le coût dans la troisième colonne est le total du coût du terrain et du coût par pied carré multiplié par 1,000; les "autres" coûts et les frais d'assurance hypothécaire sont exclus.

[2] Les moyennes provinciales et les écarts types pondèrent les régions urbaines selon le nombre de logements dans le noyau urbain ou, selon le nombre d'unités dans le centre urbain.

Source: Les données sont tirées de la publication Statistique du logement au Canada, 1972, tableau 86, p. 70. Elles portent sur les régions métropolitaines, les agglomérations urbaines et les centres urbains; la base géographique n'est pas déterminée par les limites des unités administratives.

uniformisé en fonction des travaux d'aménagement à effectuer. Il est probablement sous-évalué au Québec, étant donné qu'il est courant dans cette province que la construction de routes et l'installation des systèmes d'égout et d'autres services soient financés au moyen de taxes d'amélioration locale (Derkowski, 1976). Il convient aussi de noter que ces "prix" ne constituent pas précisément les prix nets recherchés, car la valeur moyenne par pied carré peut varier d'une ville à une autre. Toutefois, les données commerciales de Toronto laissent supposer que cette variation est limitée; en effet, elles indiquent qu'une "construction spéculative aux termes de la LNH" est un type particulier de construction de type courant et de qualité médiocre. Selon ces données, le coût par pied carré, à Toronto en janvier 1971, était de $14.45 pour les maisons à plusieurs niveaux et $14.75 pour les bungalows en briques (The Toronto Real Estate Board, Schedule of Unit Costs , 1976 (Toronto, 1976), p. 22); ces coûts étaient environ $0.50 plus élevés en janvier 1972. Ces données correspondent pratiquement à la moyenne de $14.79 établie pour Toronto dans le tableau 4.2.

La constatation la plus intéressante du tableau 4.2 est le vaste écart entre le prix des terrains et l'écart plutôt mince entre le prix des constructions. Par exemple, un terrain à Regina coûte seulement 25 % du prix d'un terrain à Toronto et 37 % d'un terrain à Vancouver; par contre, le prix d'une construction à Regina est 97 % de celui d'une construction à Toronto, 92 % d'une construction à Vancouver et 82 % d'une construction à Halifax[2]. Le prix des terrains varie non seulement selon la taille des villes, mais aussi selon les provinces. Dans tous les cas, le prix des terrains explique en grande partie les variations dans le prix global de la maison et du terrain d'une région urbaine à une autre.

La comparaison des données des tableaux 4.1 et 4.2 montre clairement que les variations du prix des logements expliquent une grande partie des variations de la valeur des maisons, c.-à-d. les variations du prix multiplié par la catégorie de logement, relevées dans le cadre du recensement. Toutefois, il est également vrai que la valeur des maisons en Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick, au Manitoba et en Saskatchewan est beaucoup plus basse que celle de l'Ontario et du Québec, et ne peut être justifiée uniquement par le fait que le prix net y est plus bas.

Voir note(s) à la page 104.

4.2.2. Différences régionales des caractéristiques du logement

Le tableau 4.3 nous permet de voir si les divers indicateurs de la catégorie du logement dans les grandes agglomérations urbaines montrent les mêmes variations entre le prix et la valeur enregistrée au cours du recensement. En fait, il indique que les logements en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick sont un peu moins grands que ceux au Manitoba et en Saskatchewan, et passablement moins spacieux que ceux en Ontario. En outre, le système de chauffage central est beaucoup moins courant dans les logements des provinces de l'Atlantique qu'ailleurs (80 % des logements au Nouveau-Brunswick contre 96 % en Ontario). Les logements dans les provinces de l'Atlantique comptent aussi moins de salles de bains: seulement 10 % des logements au Nouveau-Brunswick ont deux toilettes ou plus comparativement à 21 % en Ontario. Enfin, les logements caractéristiques du Manitoba, du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Écosse sont de construction moins récente que ceux de trois provinces où la catégorie des logements est élevée; par exemple, seulement 23 % des logements en Nouvelle-Écosse ont été construits en 1961 ou après comparativement à 31 % en Ontario, 33 % en Colombie-Britannique et à un taux relativement élevé de 40 % en Alberta.

La très forte proportion de nouveaux logements en Alberta est due en partie à sa croissance démographique rapide. De plus, il est probable qu'au cours des années soixante, le secteur de la construction de cette province a connu un nouvel essor à la suite de la demande de logements de qualité supérieure à celle des logements qui existaient en 1961. Une bonne partie des logements datent des premiers jours de la colonisation des Prairies, alors que les maisons étaient beaucoup moins grandes que celles des autres provinces. En effet, le nombre moyen de pièces des logements urbains occupés par le propriétaire en 1931, au Manitoba, en Saskatchewan et en Alberta, était respectivement de 6.0, 5.4 et 5.5 contre 7.1 au Québec et 6.8 en Ontario (Greenway, 1939, tableau 8, p. 149). Cet écart s'était beaucoup rétréci en 1961, mais la moyenne se chiffrait toujours à 5.4 pour les Prairies comparativement à 5.9 pour l'Ontario. Au cours des années soixante, la taille du parc de logements individuels non attenants a augmenté de façon notable dans presque toutes les provinces, mais particulièrement en Alberta où le nombre moyen de pièces dans les logements individuels urbains occupés par le propriétaire est passé à 6.3 en 1971, ce qui représente une augmentation de 15 %[3].

Voir note(s) à la page 104.

TABLEAU 4.3. Caractéristiques du logement selon la région, 1971

Région	Nombre moyen de pièces			Proportion des caractéristiques précisées								
	Louées	Occupées par le propriétaire		Logements individuels non attenants	Période de construction				Toilette avec chasse d'eau[1]			Chauffage central[2]
		Total	Logements individuels non attenants		1970-1971	1961-1971	1946-1960	1920 ou avant	Aucune	Une	Deux et plus	
				Pourcentage								
ıada, ensemble	4.32	6.16	6.21	59.7	3.6	28.6	33.1	19.9	5.5	78.5	14.8	81.2
rbaine 30,000 et plus	4.19	6.37	6.43	46.2	3.6	31.5	35.3	15.4	.5	80.2	17.8	88.2
rbaine moins de 30,000	4.54	6.03	6.09	69.4	3.7	26.3	32.3	23.2	2.8	82.8	13.6	80.7
urale non agricole	4.96	5.63	5.71	86.9	4.2	26.5	29.9	25.2	20.4	71.8	7.4	61.6
Rural agricole	5.95	6.50	6.53	96.1	1.0	11.5	21.8	44.2	26.4	64.6	8.7	63.1
Urbaine 30,000 et plus												
Terre-Neuve	4.63	6.69	6.61	46.0	4.4	32.3	35.4	18.1	3.5	88.5	6.6	77.9
Nouveau-Brunswick	4.78	6.46	6.42	48.8	2.5	27.5	27.1	28.1	2.0	85.7	10.2	80.5
Nouvelle-Écosse	4.56	6.34	6.41	48.8	5.0	23.5	31.7	25.1	1.2	84.3	11.1	87.0
Québec	4.19	6.30	6.55	24.8	3.3	31.0	35.7	15.8	.5	86.4	12.1	71.9
Ontario	4.25	6.47	6.51	51.7	3.3	30.8	34.6	16.3	.4	76.9	21.3	95.9
Manitoba	3.94	5.88	5.87	63.0	3.8	25.3	34.2	20.4	.9	81.8	14.8	97.3
Saskatchewan	4.22	6.14	6.13	67.3	2.1	34.2	34.6	12.4	.2	79.2	16.9	97.3
Alberta	4.20	6.47	6.51	61.1	5.9	39.9	41.4	8.5	.5	74.3	22.1	95.3
Colombie-Britannique	3.84	6.29	6.31	60.2	4.4	33.0	34.6	10.4	.3	77.1	20.7	93.9
RMR de Montréal	4.20	6.25	6.45	23.6	3.7	32.4	35.7	15.4	.6	85.6	12.7	71.2
RMR de Toronto	4.16	6.68	6.79	45.7	3.3	34.4	34.5	14.5	.5	73.7	24.2	98.2

[1] "Toilette avec chasse d'eau, usage partagé" n'est pas compris dans les catégories de "toilette avec chasse d'eau".

[2] Le "chauffage central" comprend le système de chauffage électrique installé de même que le système de chauffage à eau chaude.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages. Les ménages qui résident à l'étranger et les ménages dont le chef fait partie des Forces armées ou est un détenu sont exclus.

Au Québec, la relation entre la valeur du logement et ses diverses caractéristiques est tellement différente de celle des autres provinces qu'elle nécessite un examen spécial. Dans les grandes régions urbaines du Québec, la proportion de ménages propriétaires est de 36 % contre au moins 50 % dans toutes les autres provinces. La proportion de logements individuels non attenants présente un écart encore plus grand, soit 25 % au Québec comparativement à au moins 46 % dans toutes les autres provinces. Dans les grandes régions urbaines, 72 % des logements du Québec ont un système de chauffage central contre 96 % en Ontario. Le coût des terrains est beaucoup moins élevé au Québec qu'ailleurs; par exemple, en 1971, le prix moyen d'un terrain à Montréal était de $2,200 et à Toronto, $12,100. La valeur des logements et les loyers moyens dans cette province sont parmi les plus bas au Canada.

Il ne s'agit pas là de faits nouveaux ou isolés. Les Québecois qui habitent les villes ont toujours montré une plus grande préférence pour les immeubles à logements multiples comparativement aux autres Canadiens. De façon générale, ils logent dans des duplex ou des triplex, le propriétaire occupant un des logements. Dans le reste du pays, les logements individuels et doubles, qui couvrent une plus grande superficie de terrain, sont les types les plus courants de logement. Au Québec, en 1931, les logements individuels non attenants représentaient 27 % des logements dans les villes de 30,000 habitants et plus tandis que, dans les autres provinces, le taux le moins élevé était enregistré au Nouveau-Brunswick (51 %). En Ontario, 19 % des logements étaient des maisons doubles comparativement à 9 % au Québec (Greenway, 1939, tableau 5, p. 146).

La faible demande de logements individuels non attenants au Québec laisse supposer que la demande de terrain a été relativement faible, ce qui a probablement contribué en grande partie à maintenir le prix des terrains à un niveau assez bas dans cette province. On peut, toutefois, soulever deux objections à ce raisonnement. D'un point de vue purement statistique, il est évident que le prix d'un terrain à Montréal est de plusieurs milliers de dollars inférieur au prix d'offre d'un terrain semblable en Ontario, parce qu'au Québec les coûts d'amélioration locale (routes, égouts, etc.) ne sont habituellement pas supportés par les lotisseurs, mais par les municipalités; l'acheteur paie alors ces services par le biais des taxes municipales[4]. Toutefois, les données sur les taxes foncières laissent

---

Voir note(s) à la page 104.

à entendre que le rajustement en fonction du prix de la demande peut être relativement faible. Selon les données de la SCHL, les taxes établies pour les maisons neuves à Montréal en 1971 n'étaient que très légèrement supérieures à celles de Toronto ($645 contre $571 - SLC, 1972, tableau 104, p. 82).

Fait plus important encore, il a été avancé qu'en raison de l'immense étendue de terrains inexploités aux limites des villes, en fonction d'une équilibre à long terme l'offre de terrains pour la construction domiciliaire devient presque parfaitement élastique, de façon que le prix des terrains inexploités destinés à ce type de construction doit correspondre au prix des terrains réservés à l'exploitation agricole (Muth, 1969). Ceci laisse supposer que la différence entre le prix des terrains à Montréal et à Toronto est simplement la différence entre les coûts d'exploitation foncière dans ces deux villes, y compris les frais de service que l'aménageur doit payer en attendant le lotissement et les autres autorisations. Une bonne partie de la différence de prix entre ces deux villes peut être expliquée ainsi (et peut-être toute la différence entre d'autres villes de l'Ontario et du Québec), mais il reste encore plusieurs points inexpliqués. L'écart de prix peut être dû au fait que toute augmentation brusque de la demande de logements à Montréal a toujours eu une incidence relativement moins grande, à court terme, sur le prix des terrains en raison de l'étendue assez faible de terrains utilisés et de l'absence de restrictions gouvernementales rigoureuses touchant l'offre. Ainsi, cette situation signifie qu'à long terme les prix spéculatifs prévus n'ont pas été fixés en fonction des prix de Montréal[5].

Compte tenu du prix moins élevé des terrains au Québec et, par conséquent, du prix net plus bas du logement, il est étonnant que les consommateurs n'aient pas profité davantage de cette situation. Plus précisément, le nombre moyen de pièces occupées par des propriétaires de logements individuels dans les grandes régions urbaines du Québec est de seulement 0.04 supérieur à ceux de l'Ontario et de l'Alberta (tableau 4.3), malgré les revenus légèrement plus élevés des Québecois (tableau 4.1). De plus, les logements au Québec comptent moins d'installations sanitaires, sont moins souvent pourvus d'un système de chauffage central et sont de construction moins récente que ceux de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, bien que les revenus des ménages soient pratiquement similaires[6].

Voir note(s) à la page 104.

4.2.3. Différences rurales et urbaines des caractéristiques du logement

Tout comme dans le cas de la valeur des logements et des loyers, les différences rurales et urbaines des caractéristiques du logement sont plus grandes que les différences provinciales (à l'exception du Québec). Sauf en ce qui a trait à la taille des logements loués, les logements dans les grandes régions urbaines sont supérieurs à tous points de vue aux logements dans les petits centres urbains qui, à leur tour, offrent beaucoup plus d'avantages que les logements dans les régions rurales non agricoles. Même lorsqu'on ne tient pas compte de l'écart entre le prix des terrains, il n'est pas surprenant de constater que la valeur des maisons dans les régions rurales non agricoles ne représente que 52 % de celle des maisons dans les grands centres urbains et que les loyers correspondent à 60 % des loyers payés dans les grands centres (tableau 4.1). Vingt pour cent des logements dans les régions rurales non agricoles n'ont pas de toilette avec chasse d'eau et 38 % n'ont pas de système de chauffage central.

Il est intéressant de noter que la proportion de nouveaux logements, c.à-d. de logements construits en 1970 et 1971, est plus élevée dans les régions rurales non agricoles que dans les secteurs plus urbanisés. Ces nouveaux logements sont probablement situés en grande partie dans des secteurs aménagés en 1971 pour les travailleurs urbains, en bordure des régions urbaines délimitées dans le cadre du recensement. En fait, en 1971 (selon les définitions du recensement de 1966), 42 % de toutes les mises en chantier de maisons individuelles ont été exécutées à l'extérieur de secteurs urbains de 10,000 (SLC, 1975, tableau 12, p. 12). Aussi, la plupart des très vieilles maisons sont plus souvent situées dans les régions rurales non agricoles où 25 % des logements ont été construits avant 1920. Par ailleurs, dans les régions agricoles, 44 % des logements ont été construits avant 1920.

Comme l'indique le tableau 4.1, le mode d'occupation varie davantage entre les régions rurales et urbaines qu'entre les provinces (à l'exception du Québec). Dans les régions rurales non agricoles, 79 % des logements sont occupés par le propriétaire contre seulement 51 % dans les grandes régions urbaines. Ce taux relativement faible dans les grands centres urbains n'est pas surprenant, compte tenu de la forte relation entre les logements occupés par le propriétaire et les logements à faible densité d'occupation, parce qu'il est moins probable que ce type de logement soit construit sur des terrains très chers. La comparaison des taux de logements occupés par le propriétaire dans les deux premières colonnes du tableau 4.1 démontre le lien

étroit qui existe entre les logements occupés par le propriétaire et les logements individuels non attenants. Ces taux indiquent que 91 % des propriétaires qui vivent dans les régions rurales non agricoles occupent un logement individuel non attenant contre seulement 81 % dans les grandes régions urbaines.

Le taux enregistré dans les grandes régions urbaines est particulièrement intéressant si l'on considère l'importance croissante des appartements et des "town houses" ("maison individuelle attenante", selon la terminologie du recensement) en copropriété et en coopérative. Avant 1971, les appartements ou les maisons en copropriété représentaient une part relativement faible du marché du logement. En effet, le recensement de 1971 ne fournit aucune donnée à ce sujet. Les données sur les prêts consentis en vertu de la Loi nationale sur l'habitation constituent une source de renseignements plus fiable. Comme ce mode d'occupation était moins courant, il semble qu'une proportion importante de maisons ou d'appartements achetés en copropriété avant 1971 ont été financés aux termes de la LNH. Pourtant, des prêts ont été consentis pour seulement 4,665 logements en copropriété dont la construction a pu être terminée avant le recensement de 1971 (les autorisations ayant été accordées en 1966-1969 - SLC, 1970, tableau 65, p. 58). En comparaison, des autorisations ont été accordées, aux termes de la LNH, pour 21,674 unités en 1975 seulement (SLC, 1975, tableau 71, p. 63). Ainsi, comme les logements achetés en copropriété étaient très rares en 1971, la majeure partie des 19 % de propriétaires occupant un logement autre qu'un logement individuel non attenant n'avait pas choisi ce mode d'occupation. En fait, 69 % de ces propriétaires vivaient dans des duplex et des maisons doubles. Le phénomène des logements achetés en copropriété s'inscrit dans la tradition bien établie des logements occupés par les propriétaires, dans des immeubles multifamiliaux; ce nouveau mode d'occupation répond à l'augmentation du nombre de ces immeubles survenue dans les années soixante. Il est intéressant de noter qu'à cet égard, le revenu moyen des ménages propriétaires d'un logement individuel non attenant qu'ils occupent est sensiblement plus élevé que celui de tout autre type de ménage propriétaire (tableau 4.1). En d'autres mots, les immeubles multifamiliaux ont constitué le principal mode d'occupation des propriétaires à revenu relativement faible en 1971, comme c'est le cas actuellement pour les logements achetés en copropriété.

4.3. Logement et âge

Dans le chapitre 2, il a été avancé que les caractéristiques du logement varient considérablement avec l'âge. Plus précisément, il semble que les jeunes gens sont limités dans l'achat d'une maison parce que les prêteurs ne veulent pas leur consentir de prêt compte tenu de leur revenu permanent qui, dans ce groupe, est substantiellement plus important que le revenu actuel, particulièrement dans le cas des jeunes très instruits. Par ailleurs, en raison du coût des transactions, il ne faut pas s'attendre que les ménages changent de logement chaque fois que leurs besoins changent. En particulier, nous croyons que les ménages achètent une maison en prévision de leurs besoins, dans la mesure où les possibilités de crédit le permettent. Par exemple, il serait illogique qu'un ménage qui compte un enfant et en désire deux autres achète une maison qui ne convient qu'à la taille actuelle de la famille. Les frais des sociétés immobilières et les frais des services juridiques de même que les coûts de déménagement seraient supérieurs à l'économie réalisée sur les frais d'intérêt hypothécaire dus pour la période au cours de laquelle la famille aurait été propriétaire de la plus petite maison. Comme les coûts de transaction sont beaucoup moins élevés pour les locataires, il est plus plausible que ceux-ci changent de logement plus souvent.

Le tableau 4.4 montre l'incidence de l'âge sur la hiérarchie des décisions relatives au logement. Une proportion substantielle du groupe le plus jeune (15-24 ans) a opté pour l'autonomie qu'offre un logement indépendant. Cette tendance à la décohabitation est plus forte dans les grands centres urbains qu'ailleurs au Canada, le taux de chefs de famille y étant de 12 % contre 10 % pour l'ensemble du Canada. Il convient de noter que ce taux s'applique à toutes les personnes, hommes ou femmes, de ce groupe d'âge, et que le taux de chefs de ménage masculins est nécessairement plus élevé que celui des femmes, étant donné que l'époux est toujours considéré comme le chef d'un ménage marié.

La hausse la plus forte de consommation urbaine de logements indépendants (43 %) se produit chez le groupe 25-29 ans. C'est vers cet âge que la plus forte proportion de personnes quittent leurs parents pour se marier ou quittent les pensions ou les résidences pour étudiants. Une autre augmentation assez substantielle, la consommation atteint un niveau de 48 %, est enregistrée chez les 30-34 ans, alors que les locataires célibataires qui partagent un logement se séparent et que les couples mariés se laissent. La tendance à changer de logement croît

TABLEAU 4.4. Caractéristiques du logement selon l'âge du chef de ménage, Canada et régions urbaines de 30,000 habitants et plus, 1971

Âge du chef et région	Taux de chefs de ménage	Taux de propriété		Loyer brut moyen	Valeur moyenne des logements individuels non attenants occupés par le propriétaire	Revenu moyen des ménages			Nombre moyen de personnes par ménage		Nombre moyen de pièces		
		Total[1]	Logements individuels non attenants[2]			Locataires	Propriétaires: Total[1]	Propriétaires: Logements individuels non attenants[2]	Locataires	Propriétaires	Locataires	Propriétaires: Total[1]	Propriétaires: Logements individuels non attenants[2]
	Pourcentage					$							
Canada, toutes les régions													
15-24	10.3	14.4	10.5	117	15,390	6,649	7,584	7,562	2.37	2.91	3.81	5.28	5.46
25-29	41.6	33.3	26.8	126	19,414	8,600	9,813	9,740	2.89	3.61	4.23	5.73	5.84
30-34	46.8	53.9	45.3	127	21,636	8,698	10,602	10,602	3.55	4.41	4.54	6.11	6.19
35-44	49.3	68.2	58.6	126	23,150	8,641	11,555	11,688	3.94	5.02	4.77	6.44	6.49
45-54	51.9	72.6	63.5	122	22,309	9,160	12,180	12,227	3.23	4.39	4.73	6.45	6.49
55-64	56.3	70.8	60.6	113	19,791	8,303	10,237	10,195	2.35	3.08	4.30	6.09	6.11
65+	59.0	68.0	58.4	99	16,364	5,312	6,521	6,352	1.74	2.23	3.85	5.73	5.74
Urbaine 30,000 et plus													
15-24	12.2	7.5	5.3	124	21,164	6,740	9,085	9,004	2.29	2.82	3.70	5.71	5.88
25-29	43.2	24.0	18.6	133	23,544	8,940	11,339	11,447	2.77	3.55	4.10	5.97	6.01
30-34	48.0	46.0	37.0	135	25,524	8,908	12,000	12,155	3.31	4.27	4.37	6.36	6.46
35-44	50.3	61.4	50.3	133	27,128	8,754	13,070	13,476	3.68	4.81	4.59	6.61	6.69
45-54	52.4	64.5	53.6	130	26,682	9,421	14,378	14,714	3.14	4.20	4.57	6.64	6.70
55-64	56.1	60.2	47.9	121	24,930	8,723	12,844	13,117	2.29	3.01	4.17	6.25	6.27
65+	57.7	55.0	42.5	109	22,107	5,743	8,294	8,253	1.71	2.26	3.77	5.89	5.88

[1] "Propriétaires, Total" signifie tous les propriétaires qui occupent un logement qui leur appartient, quel que soit le type de logement.

[2] "Propriétaires, Logements individuels non attenants" signifie les propriétaires qui occupent un logement individuel non attenant qui leur appartient.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages, sauf pour la colonne 1, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers. Les ménages dont le chef fait partie des Forces armées ou est un détenu sont exclus dans tous les cas. Les ménages résidant à l'étranger et les ménages agricoles ont été exclus des colonnes 4 et 5. Les ménages résidant à l'étranger ont été exclus des colonnes 2, 3, et 6 à 13.

jusqu'à 65 ans, plus de 58 % des personnes qui vivent dans des grandes régions urbaines occupent leur propre logement. Bon nombre des personnes de ce groupe d'âge sont des veufs ou des veuves. La relation entre les taux de chefs de ménage pour les grandes régions urbaines et ceux pour l'ensemble du Canada est asymétrique; en effet, chez les jeunes gens, le taux de chefs de ménage est plus élevé dans les grands centres urbains que dans l'ensemble du Canada, alors que chez les personnes plus âgées c'est l'inverse qui se produit. Il semble que les veufs et les veuves demeurent plus longtemps dans leur propre maison dans les régions moins urbanisées qu'ailleurs.

En ce qui a trait au taux de propriétaires, la principale augmentation survient à un âge plus avancé que pour le taux des chefs de ménage; dans les grands centres urbains, le taux de propriétaires passe de 24 % chez les personnes de 25 à 30 ans à 46 % chez celles au début de la trentaine. Le taux de propriétaires atteint un maximum dans le groupe des 45-54 ans, où il est de 65 % dans les grands centres urbains et de 72 % pour l'ensemble du Canada. Contrairement au taux de chefs de ménage, le taux de propriétaires diminue de façon sensible après cet âge et tombe à 55 % chez les personnes de 65 ans et plus qui résident dans les grands centres urbains. Cette tendance est très différente de celle observée en 1931. Le taux de propriétaires n'était alors que de 19 % chez les résidents urbains de 25-34 ans et s'élevait de façon régulière à 61 % pour les résidents de 55 ans et plus[7]. Ainsi, bien que la proportion de ménages qui ont déjà été propriétaires au cours de leur vie soit à peu près la même en 1971 qu'en 1931, les ménages de 1971 sont devenus propriétaires beaucoup plus tôt.

Le fait que l'âge moyen à l'achat de la première maison ait considérablement diminué est dû partiellement aux revenus plus élevés des jeunes ménages de 1971 par rapport à ceux de 1931, mais plus précisément aux modifications apportées au système de financement hypothécaire. Au cours des années vingt et même avant, le versement initial type à l'achat était 40 % de la valeur de la maison (Woodward, 1959). Toutefois, grâce au régime des hypothèques garanties par l'État instauré dans les années trente, les versements initiaux ont été fixés à 5 % et 10 % pour les hypothèques détenues par les grandes maisons de prêts telles que les compagnies d'assurance et les sociétés de fiducie. Comme il était facile d'obtenir des prêts, il n'était plus nécessaire d'épargner pendant plusieurs années une somme considérable pour effectuer

---

Voir note(s) à la page 104.

le versement initial requis. Ainsi, les achats étaient faits à un plus jeune âge en prévision des gains futurs. Les données sur les maisons achetées aux termes de la LNH montrent dans quelle mesure les ménages ont profité du régime des versements initiaux bas. En 1970, le taux moyen des versements initiaux était légèrement inférieur à 19 % pour l'ensemble du Canada et encore moins élevé dans certaines régions dont Montréal, où il n'atteignait que 15 % (SLC, 1970, tableau 104, p. 83).

Comme le démontre le tableau 4.4, la catégorie de logement s'améliore aussi avec l'âge. Le nombre moyen de pièces augmente sensiblement, tant pour les propriétaires que pour les locataires; les locataires du groupe d'âge le plus jeune occupent 3.8 pièces comparativement à 4.5 pour ceux de 30-34 ans, et les logements des plus jeunes propriétaires comptent 5.3 pièces contre 6.1 pour ceux dans la trentaine. Lorsque les locataires et les propriétaires sont considérés ensemble[8], le nombre de pièces occupées augmente d'un tiers du premier groupe d'âge à celui des 30-34 ans. Cette augmentation est associée à une forte expansion de la taille de la famille; par contre, dans le cas des chefs de ménage de 55 ans et plus dont les enfants n'habitent plus au foyer, le nombre moyen de pièces n'est pas de beaucoup inférieur au nombre de pièces occupées par des chefs de 45 à 54 ans. En d'autres mots, les ménages d'âge avancé ne modifient pas leurs habitudes de logement de façon à refléter la taille réduite de leur ménage. Cette situation est particulièrement étonnante, compte tenu du revenu sensiblement moins important des vieux ménages. En effet, alors que le revenu des chefs de ménage de 45 à 65 ans ou plus diminue de 47 %, le nombre de pièces qu'ils occupent ne diminue que de 17 %[9]. La comparaison de consommation de logements entre les jeunes ménages (chefs âgés de 25 à 29 ans) et les ménages plus âgés indique que la taille du logement constitue un aspect essentiel pour ces derniers. Les plus vieux ménages occupent plus de pièces que les plus jeunes, bien que leur revenu soit moins élevé. Cette plus forte consommation n'est pas due simplement au fait que les personnes plus âgées veulent éviter les frais entraînés par un déménagement, car la diminution du nombre de pièces occupées après 45-54 ans n'est pas très importante, même dans le cas des locataires.

La grandeur du logement a beaucoup plus d'importance que la qualité pour les vieux ménages. La valeur par pièce de logements individuels non attenants occupés par des propriétaires d'âge avancé est plus faible que celle des pièces de logements occupés par n'importe quel autre catégorie d'âge, sauf les très jeunes; de plus, le

---

Voir note(s) à la page 104.

loyer par pièce des ménages d'âge avancé est moins élevé que celui des groupes d'âge de moins de 45 ans[10]. L'analyse des loyers et de la valeur des logements montre que la tendance générale de consommation de logements selon l'âge est assez similaire à la tendance relative à la taille des logements, bien que la consommation atteigne un sommet à un âge moins avancé, c'est-à-dire entre 35 et 44 ans pour les propriétaires et entre 30 et 34 ans pour les locataires.

4.4. Logement et revenu

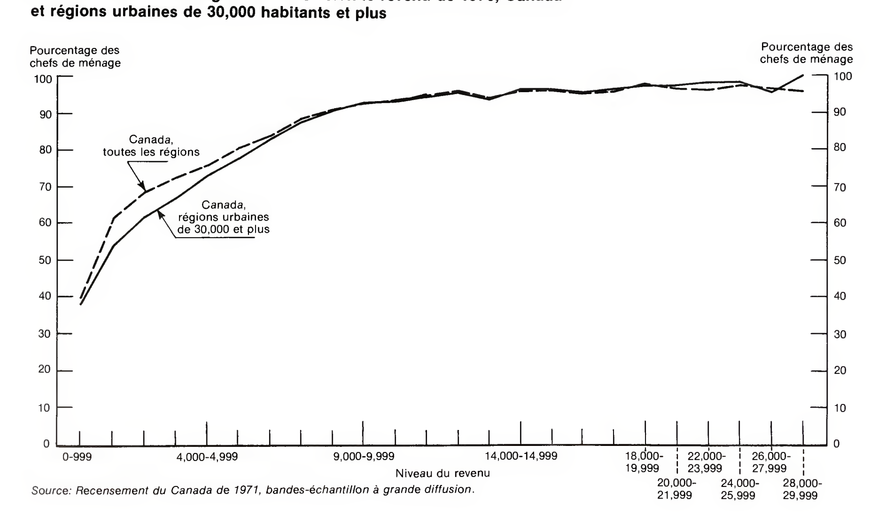
Le revenu influe plus que n'importe quel autre facteur sur le choix du logement. Le graphique 4.1 révèle qu'au premier niveau de choix, les hommes qui occupent un logement indépendant et dont les revenus sont les plus faibles répondent pour une proportion inférieure à 50 %; cette proportion grimpe ensuite rapidement avec le revenu jusqu'à ce qu'un niveau supérieur au revenu médian soit atteint. Lorsqu'un niveau de $9,000 est dépassé, le taux de chefs de ménage continue d'augmenter régulièrement, mais de façon très lente jusqu'à ce qu'un taux maximal de chefs d'environ 96 % soit atteint à des revenus de $14,000 ou plus. Le graphique 4.2 indique que le revenu a une incidence particulièrement forte sur le taux de chefs de ménage de moins de 30 ans. Les effets du revenu changent lorsque le niveau de revenu est supérieur à $4,000 (dollars de 1971) et déclinent considérablement au fur et à mesure que l'âge augmente, après 30 ans. Ceci laisse supposer que les hausses du taux global de chefs de ménage enregistrées au cours des années soixante et soixante-dix, particulièrement celles du taux des chefs de moins de 30 ans, ne pourront être égalées durant la prochaine décennie.

Les deux graphiques montrent que le niveau du revenu exerce effectivement une forte influence sur la composition des ménages et confirment l'importance de tenir compte du revenu aussi bien que des variables démographiques dans les estimations de la composition des ménages. Le graphique 4.1 laisse entendre que, si tous les hommes recevaient un revenu de $7,500 qui augmentait ensuite à $9,500, la demande de logements s'accroîtrerait de 5.2 %; pourtant, toutes les mises en chantier effectuées en 1971 ne représentaient que 3.8 % du stock immobilier de 1971 (SLC, 1972, tableau 1, p. 1 et Recensement du Canada de 1971, volume II.3, tableau 1).

Voir note(s) à la page 104.

Graphique 4.1

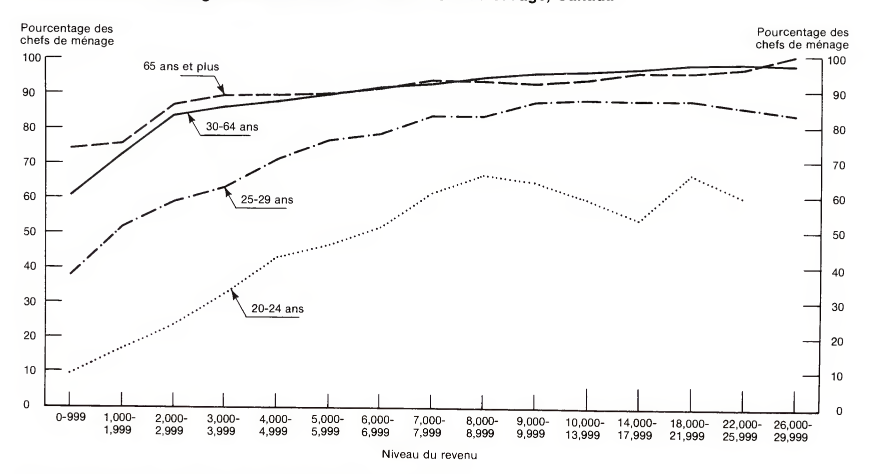
Taux de chefs de ménage masculins selon le revenu de 1970, Canada et régions urbaines de 30,000 habitants et plus



Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

Graphique 4.2

Taux de chefs de ménage masculins selon le revenu de 1970 et l'âge, Canada



Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

Comme l'indique le graphique 4.3, le revenu influe de façon considérable sur le choix du logement. Dans les grands centres urbains, la proportion de propriétaires passe d'environ 30 % lorsque le revenu est inférieur à $4,000, à plus du double dans les tranches de revenu supérieures. Le taux relativement élevé de propriétaires dont le revenu est très faible est en grande partie une conséquence du revenu permanent. Bon nombre de ces propriétaires sont des retraités dont les emprunts hypothécaires ont été remboursés au cours de leur vie active.

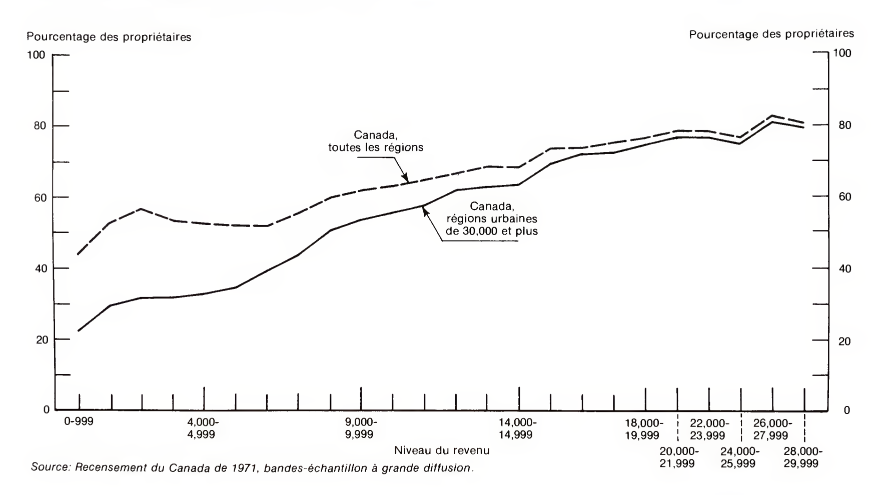
Le fait que la relation entre le taux de propriétaires et le revenu ne soit pas la même dans les grands centres urbains que dans le reste du Canada laisse à penser que les prix relativement élevés sont une des principales causes du moins grand nombre de propriétaires dans les grands centres. Le taux de propriétaires qui résident dans ces secteurs et dont le revenu n'atteint pas $5,000 est de 20 points de pourcentage ou plus inférieur au taux s'appliquant à l'ensemble du Canada; toutefois, cette différence s'amenuise rapidement de sorte que l'écart est de moins de six points lorsque le revenu s'élève à $13,000.

La comparaison des taux particuliers aux grands centres urbains du Canada et des États-Unis est révélatrice compte tenu du traitement fiscal différent appliqué aux propriétaires américains. Le régime fiscal en vigueur aux États-Unis favorise considérablement l'accession à la propriété du fait que les intérêts hypothécaires et les taxes foncières municipales sont déductibles aux fins de l'impôt. Cette disposition est encore plus avantageuse lorsque le revenu du ménage est élevé à cause de l'augmentation du taux le plus élevé de l'impôt. Il n'est donc pas surprenant de constater que les taux de propriétaires des deux pays sont pratiquement identiques lorsque le revenu se situe entre $8,000 et $10,000, mais que les taux américains sont sensiblement plus élevés lorsque les revenus varient entre $10,000 et $20,000 (Struyk, 1976, p. 11). Dans les tranches de revenu les plus élevées, il y a de nouveau très peu de différence entre les deux pays, probablement parce que, même au Canada, l'incitation fiscale devient très alléchante lorsque les taux marginaux sont très élevés, à cause de l'exclusion des loyers imputés du revenu imposable. Lorsque les revenus les plus faibles sont pris en compte, les taux canadiens sont passablement inférieurs aux taux américains.

Les deux derniers graphiques montrent la relation entre le revenu et la catégorie de logement occupé, selon le loyer et la valeur du logement. Cette relation est fortement linéaire dans chaque cas. Toutefois, lorsque les revenus sont

Graphique 4.3

Taux de propriétaires selon le revenu de 1970, Canada et régions urbaines de 30,000 habitants et plus

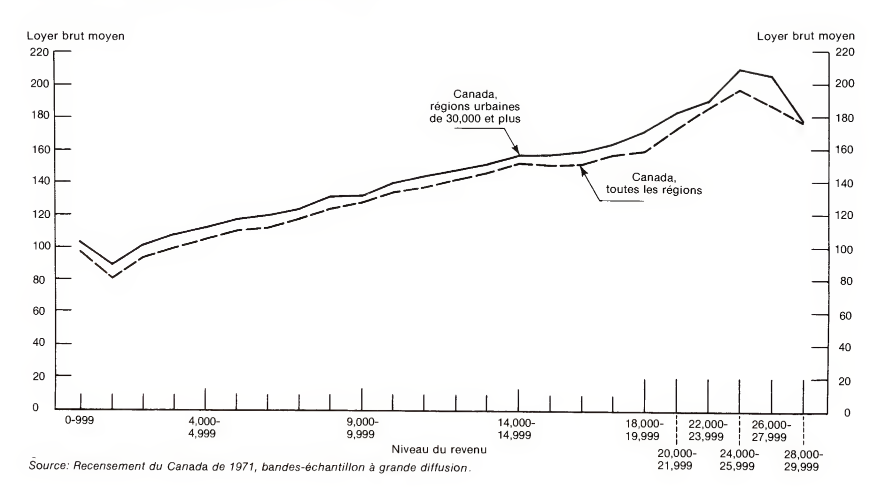


Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

inférieurs à $7,000 dans les grands centres urbains et à $3,000 pour l'ensemble du Canada, les valeurs moyennes des maisons sont à peu près constantes, en partie parce que la consommation des ménages retraités à faible revenu est plus élevée que ne le permet leur revenu actuel. La différence entre le seuil enregistrée dans les grandes régions urbaines et celui du Canada laisse supposer que les contraintes d'ordre juridique constituent un autre facteur déterminant. Dans les grands centres urbains, les codes du bâtiment et les règlements de zonage ne permettent pas aux personnes à faible revenu de vivre dans des logements individuels de qualité médiocre. Ainsi, la valeur moyenne d'une maison dont le propriétaire gagne entre $4,000 et $5,000 est de $19,900 dans les grands centres urbains, soit $6,100 de plus que pour l'ensemble du Canada. Lorsque le revenu se situe entre $10,000 et $11,000, la valeur moyenne d'une maison dans les grands centres urbains se chiffre à $23,000, soit seulement $2,300 de plus que la valeur enregistrée pour l'ensemble du Canada. Les loyers ne suivent pas la même tendance. La différence entre les loyers dans les grands centres urbains et les autres types d'habitats n'est pas tellement plus petite lorsque les revenus sont élevés que lorsqu'ils sont faibles.

Graphique 4.4

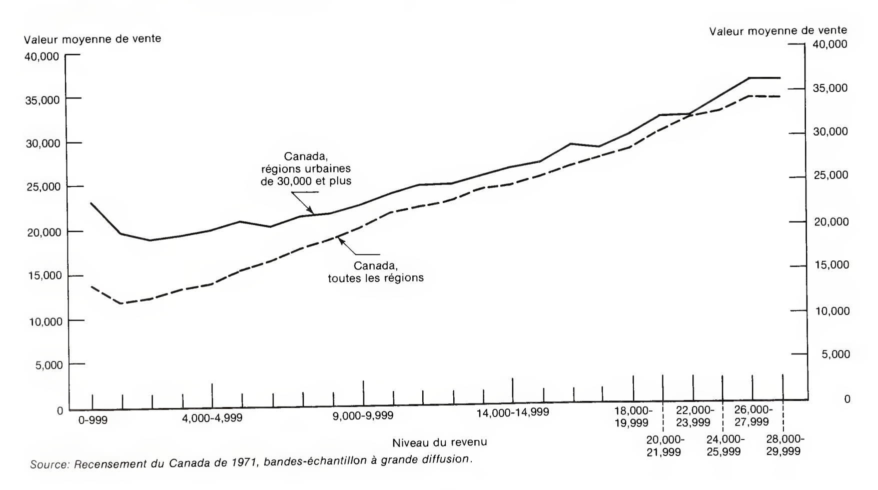
Loyer brut moyen selon le revenu de 1970, Canada et régions urbaines de 30,000 habitants et plus



Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

Graphique 4.5

Valeur moyenne de vente des maisons individuelles selon le revenu de 1970, Canada et régions urbaines de 30,000 habitants et plus



Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion.

NOTES

[1]Nous notons que pour les périodes où la demande est très forte et l'offre limitée, comme ce fut le cas en 1972-1974, il est peut-être plus approprié d'employer l'analyse à court terme, vu que les entrepreneurs en construction peuvent obtenir un prix de monopole à court terme déterminé par la demande, comme le démontre le prix des maisons déjà construites. Ces conditions n'existaient pas au moment du recensement de 1971.

[2]Les rapports relatifs au coût des terrains ont très peu changé en 1974 et 1975. Voir Derkowski (1976, p. 32ff) pour connaître les prix de 1974 et SLC (1975, tableau 88, p. 74) pour ceux de 1975. À cause des limites du financement accordé en vertu de la LNH les prix de 1975 ont été établis à partir d'un échantillon restreint et biaisé de maisons dans certaines villes.

[3]Ces données (Recensement du Canada de 1961, volume II.2, tableau 76 et Recensement du Canada de 1971, volume II.4, tableau 27) s'appliquent aux logements individuels occupés par le propriétaire dans toutes les régions urbaines; le tableau 4.3 indique que la taille des logements est légèrement plus grande dans les grands centres urbains.

[4]Pour de plus amples renseignements, voir Derkowski (1976, p. 66ff). Il rapporte qu'à Montréal, en 1974, les frais d'amélioration locale se sont élevés à $5,455. Comme les coûts de construction étaient beaucoup plus élevés en 1974 qu'en 1971, les frais d'amélioration locale ont été probablement bien inférieurs à $4,000 en 1971.

[5]Voir Markusen et Scheffman (1977) pour obtenir une analyse de ce point de vue.

[6]Il est possible de calculer le revenu des ménages en déterminant la moyenne pondérée du revenu moyen des propriétaires et des locataires à l'aide du tableau 4.1.

[7]Les chiffres de Greenway concernant les familles; le taux global de propriétaires est plus élevé lorsqu'il s'agit de ménages (1939, pp. 90 et 98). La tendance des ménages en 1941 ressemble à la tendance de 1931 relative aux familles, c'est-à-dire qu'il y a une augmentation monotone du taux de propriétaires avec l'âge (Recensement du Canada de 1941, vol. IX, tableau 50, p. 232).

[8]C'est-à-dire la pondération du nombre moyen de pièces qu'occupent les locataires et les propriétaires en fonction de la proportion de locataires par rapport à celle des propriétaires.

[9]Le calcul est effectué en établissant une moyenne pondérée du revenu des propriétaires et des locataires, et du nombre de pièces (tableau 4.4).

[10]Nous calculons la valeur et le loyer par pièce à l'aide de données tirées de la bande-échantillon à grande diffusion sur les ménages, qui excluent les exploitants agricoles pour plus d'uniformité.

CHAPITRE 5

DEMANDE DE LOGEMENTS INDÉPENDANTS

La première décision qu'une personne est appelée à prendre relativement au logement est celle de s'installer ou non dans un logement distinct de celui de sa famille. Si elle choisit de partager son logement avec d'autres, elle doit alors décider du nombre de personnes avec lesquelles elle est prête à cohabiter. Une telle décision repose principalement sur le degré d'intimité et d'autonomie qu'une personne cherche à acquérir. De toute évidence, une personne qui vit seule dans son logement jouit d'une plus grande intimité et peut mieux maîtriser certains aspects de son habitation, tels que le bruit, les odeurs, la propreté et l'entretien du ménage, que si elle vit avec d'autres. Le fait d'occuper seul un logement assure une plus grande jouissance de certaines commodités, compte tenu de la conception habituelle des logements. Cette remarque vaut, en particulier, pour l'utilisation de la cuisine. Peu de maisons ou d'appartements disposent de plus d'une cuisine, de sorte que toute personne qui envisage de cohabiter avec d'autres doit accepter certains inconvénients liés à la préparation des repas et aux tâches ménagères. Ces inconvénients sont moindres lorsque les cohabitants partagent le même repas.

Il y a une grande différence entre la décision de décohabiter et la décision relative à l'espace habitable. Dans ce dernier cas, on peut supposer qu'un nombre plus grand de pièces est toujours souhaité. En effet, si un ménage se voit offrir un logement plus grand ou de qualité supérieure pour le même loyer, l'offre sera toujours acceptée. Par contre, si on offre à deux personnes la possibilité d'occuper deux logements distincts pour le prix d'un logement, l'offre ne sera pas nécessairement acceptée. Autrement dit, tout le monde ne rejette pas obligatoirement la cohabitation. Certaines personnes sont prêtes à sacrifier leur intimité pour le plaisir de vivre en la compagnie d'autres. Cette préférence a d'ailleurs été institutionnalisée légalement par le mariage.

Le but de la présente monographie est d'étudier l'incidence particulière du revenu et d'autres variables économiques sur les décisions relatives au logement. Il apparaît toutefois, selon l'exposé plus haut, que l'incidence de ces variables est étroitement liée à l'état matrimonial. Un examen des décisions traditionnelles prises en matière de logement nous permet d'approfondir le sujet. Ainsi, une jeune personne ne quitte le logement familial qu'au moment de son mariage. Elle occupe

ensuite son propre logement. Une femme qui se marie partage le logement de son époux. Si l'un des conjoints meurt, l'autre peut décider de rester dans le même logement, surtout s'il y a encore des enfants au foyer. Il est aussi possible que le conjoint veuf déménage dans le logement d'un de ses enfants, après un certain laps de temps. En règle générale, lorsqu'un des conjoints ou les deux deviennent invalides, il vont vivre avec leurs enfants.

Même dans un tel contexte, le revenu et le prix du logement exercent une certaine influence. Ils déterminent s'il y aura mariage et à quel moment il se tiendra. Par conséquent, le revenu peut influer indirectement sur la décision relative au logement en raison de son incidence sur la décision de se marier. Abstraction faite de cette relation, lorsque le mariage a lieu après qu'un ou les conjoints aient déjà quitté le logement familial, le revenu et le prix des logements ont alors une incidence directe sur la décision relative au logement. Les données du recensement montrent effectivement que tous les hommes mariés n'occupent pas nécessairement leur propre logement, c.-à-d. que, selon la terminologie du recensement, ils ne sont pas tous chefs de ménage. Toutefois, il semble que le désir d'occuper un logement indépendant est tellement fort chez ces derniers qu'ils deviennent chefs de ménage malgré un revenu très faible et renoncent, au besoin, à d'autres biens de consommation. C'est pourquoi il a fallu, dans le présent chapitre, presque toujours distinguer les hommes mariés des autres personnes, pour les besoins de l'analyse[1].

La décision de décohabiter est beaucoup plus intéressante dans le cas des personnes non mariées, car le revenu est alors censé jouer un plus grand rôle. Contrairement à la tendance traditionnelle, certaines personnes quittent maintenant leur famille sans pour autant se marier. En fait, la migration de jeunes célibataires vers des régions offrant plus de possibilités d'emploi n'est pas un fait nouveau. Toutefois, il y a 50 ans, ils devenaient presque toujours chambreurs ou pensionnaires dans un logement familial. Aujourd'hui, un nombre croissant de jeunes gens quittent le foyer pour aller vivre dans leur propre logement ou en partager un avec d'autres célibataires. Ils quittent souvent le foyer familial sans toutefois changer de ville[2]. Les personnes plus âgées qui ont déjà été mariées ont de plus en plus tendance à demeurer dans leur propre logement plutôt qu'avec des

---

Voir note(s) à la page 130.

parents. Les données des derniers recensements prouvent ces tendances. En 1971, 10 % des chefs de ménage, c.-à-d. des personnes vivant dans leur propre logement, avaient de 15 à 24 ans comparativement à 7 % 10 ans plus tôt. En 1971, 56 % des personnes de 65 ans et plus occupaient leur propre logement, contre 54 % en 1961. (Recensement du Canada de 1961, volume I.2, tableau 22 et volume II.1, tableau 23; Recensement du Canada de 1971, volume I.2, tableau 7 et volume II.1, tableau 44) Il semble raisonnable de supposer qu'il existe une forte relation entre l'augmentation du nombre de logements par personne âgée de 20 ans ou plus, de 0.39 en 1951 à 0.43 en 1961 à 0.46 en 1971, et l'augmentation du revenu par habitant. L'analyse effectuée dans le présent chapitre permettra de déterminer si cette tendance se maintiendra.

5.1. Catégorie d'habitat, revenu, âge et décision de décohabiter

Cette section examine de façon générale la décision de décohabiter en appliquant le modèle "logit" selon le revenu, la seule variable indépendante, à différentes régions géographiques. Certains points nous incitent à croire que la décision de décohabiter varie selon les régions. Premièrement, le prix d'un ensemble donné de caractéristiques de logement est généralement moins élevé dans les régions moins densément peuplées, parce que le coût des terrains est plus bas. En outre, le logement et l'ensemble minimal des services compris sont généralement moins importants dans ces régions parce que les règlements en matière de zonage et de construction sont moins sévères. Par conséquent, la dépense minimale de capital requise pour devenir locataire d'un appartement est beaucoup plus élevée à Toronto que dans les régions rurales de la Saskatchewan. Toutes choses égales d'ailleurs, ceci signifie qu'il est peu probable qu'une jeune personne quitte le foyer familial à Toronto et, si elle le quitte, elle partagera vraisemblablement un logement avec d'autres célibataires plutôt que de vivre seule.

Il y a plusieurs effets de compensation. D'abord, dans les régions rurales et les petites agglomérations urbaines, le coût du transport au travail des jeunes gens qui demeurent avec leurs parents est probablement moindre que celui des jeunes gens qui résident avec leurs parents dans les grands centres urbains. Les logements familiaux des grandes villes sont habituellement situés en banlieue en raison du prix moins élevé des terrains aux limites qu'au coeur de la ville. Un jeune adulte qui ne partage pas le goût de ses parents pour la vie en banlieue peut estimer qu'il

est plus profitable de partager un logement à proximité de son travail afin de réduire le coût du transport. Il est aussi prouvé que, dans les régions rurales, les ménages qui ont le choix préfèrent être propriétaires plutôt que locataires (voir le tableau 4.1 et le chapitre 6); le marché n'est donc pas très attrayant pour les bailleurs. Par conséquent, il y a généralement moins de petits appartements et de logements à louer dans les régions rurales que dans les secteurs urbains. De plus, cette situation ne peut favoriser la décohabitation.

Enfin, il semble que les liens familiaux sont plus forts dans les régions rurales et les petits centres urbains qu'ailleurs. Ainsi, les jeunes adultes qui vivent dans ces régions semblent préférer vivre avec leurs parents plutôt que décohabiter. En d'autres mots, bon nombre de jeunes célibataires qui résident dans de grandes agglomérations urbaines décident de décohabiter parce que leurs parents demeurent trop loin de leur lieu de travail. Ces jeunes migrants deviennent alors chefs de ménage ou partagent un logement avec d'autres. Le mouvement des jeunes migrants vers les régions plus urbanisées entraîne une plus grande augmentation du taux de chefs de ménage dans ces régions qu'ailleurs.

Le tableau 5.1 présente les résultats de l'estimation. L'échantillon ne comprend que des personnes qui pourraient être chefs de ménage; il exclut donc les personnes de moins de 25 ans, la plupart des étudiants et les femmes mariées, conformément à la définition du recensement. Comme l'indique le tableau 5.1, les taux de chefs de ménage selon les catégories d'habitat sont remarquablement uniformes. Ce n'est qu'en Ontario et en Colombie-Britannique que le taux de chefs de ménage dans les régions rurales non agricoles est sensiblement différent de celui des grands centres urbains. Dans chaque cas, le taux dans les régions rurales est supérieur de cinq points de pourcentage. Le prix des maisons urbaines est passablement élevé dans ces deux provinces (voir les tableaux 4.1 et 4.2).

Le revenu influe de façon considérable sur la décision de devenir chef de ménage, quelle que soit la région. Tous les coefficients de revenu sont significatifs à 1 %, et, lorsque le revenu permet de prévoir une probabilité d'accession à la tête d'un ménage de 0.5, une augmentation du revenu de $1,000 hausse le taux de chefs de ménage de cinq ou six points de pourcentage[3]. Les calculs de l'élasticité

Voir note(s) à la page 130.

TABLEAU 5.1. Statistiques sommaires de la décision de décohabiter selon la région[1], 1971

Région	Élasticité[2]		Coefficient du revenu ($000) fois 25[3]	Revenu auquel la probabilité de devenir chef de ménage est de .81	Proportion de chefs de ménage
				$	
RMR de Toronto	.28	(.18)	5.56	6,600	.79
RMR de Montréal	.26	(.18)	6.00	5,800	.78
Urbaine 30,000 et plus					
Terre-Neuve	.23	(.09)	3.78	8,300	.72
Nouvelle-Écosse	.33	(.18)	6.06	6,900	.73
Nouveau-Brunswick	.27	(.20)	7.57	5,100	.78
Québec	.26	(.17)	5.73	5,900	.78
Ontario	.25	(.17)	5.50	6,000	.80
Manitoba	.22	(.15)	5.84	5,100	.81
Saskatchewan	.20	(.18)	7.39	4,100	.83
Alberta	.18	(.14)	5.51	4,100	.86
Colombie-Britannique	.22	(.16)	5.64	5,200	.81
Canada	.24	(.17)	5.64	5,700	.80
Urbaine 30,000 et plus					
Terre-Neuve	.18	(.08)	4.22	5,300	.79
Nouvelle-Écosse	.24	(.15)	6.38	5,200	.77
Nouveau-Brunswick	.24	(.17)	7.10	4,900	.76
Québec	.24	(.17)	6.61	5,100	.79
Ontario	.18	(.16)	6.29	3,900	.85
Manitoba	.16	(.12)	5.52	3,700	.84
Saskatchewan	.14	(.19)	8.74	2,800	.85
Alberta	.12	(.10)	4.77	2,300	.88
Colombie-Britannique	.16	(.12)	4.91	4,000	.85
Canada	.20	(.15)	6.13	4,400	.82
Rurale non agricole					
Terre-Neuve	.15	(.03)	3.17	6,100	.74
Nouvelle-Écosse	.18	(.08)	5.23	4,300	.78
Nouveau-Brunswick	.18	(.11)	7.39	3,600	.79
Québec	.17	(.08)	5.11	4,200	.79
Ontario	.15	(.11)	5.33	3,200	.85
Manitoba	.15	(.11)	6.31	3,000	.82
Saskatchewan	.12	(.06)	4.48	2,600	.83
Alberta	.08	(.03)	2.39	1,900	.84
Colombie-Britannique	.15	(.11)	4.96	3,400	.86
Canada	.16	(.10)	5.10	3,700	.82

[1]Calcul établi pour les personnes de 25 ans et plus, sans les femmes mariées.

[2]L'élasticité est calculée selon le revenu canadien moyen ($6,489). L'élasticité et le coefficient du revenu sont des estimations tirées du modèle "logit" simple; le revenu constitue la seule variable indépendante.
Le chiffre entre parenthèses est le pseudo R^2 obtenu par la formule:

$$\frac{1 - (\tilde{P}/ML^{1/T})^2}{1 - \tilde{P}^2} \quad \text{où} \quad \tilde{P} = \bar{P}^{\bar{P}} (1-\bar{P})^{1-\bar{P}},$$

$\bar{P}$ = la proportion de chefs de ménage, ML = la vraisemblance de l'échantillon obtenu en utilisant des estimations des paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance, T = nombre d'observations. Voir Uhler et Cragg (1971, p. 344).

[3]Cela indique en points de pourcentage la première dérivée de la probabilité de décohabitation (c.-à-d. de devenir chef de ménage) en fonction du revenu (en millier de dollars) lorsque le niveau de probabilité est .5. Tous les coefficients sont significatifs à 1 % ou plus.
Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

montrent que, lorsque le salaire moyen de l'échantillon sert de base ($6,489 en dollars de 1970), une hausse de 1 % du revenu augmente le taux de chefs de ménage d'environ 0.2 %. Si l'augmentation du revenu réel par habitant de l'échantillon correspondait à l'augmentation globale qui a été enregistrée entre 1961 et 1971 (environ 30 %), l'augmentation des chefs de ménage serait d'environ 6 %. Il s'agit là de l'augmentation approximative réelle du pourcentage des logements par habitant. Si les taux d'élasticité dégagés des analyses transversales étaient utilisés pour établir des projections, il serait possible de prévoir un ralentissement considérable du pourcentage de l'augmentation de logements par habitant, durant la période de 1976-1981, en raison des faibles hausses des gains réels.

Selon les résultats obtenus, le prix du logement semble influer de façon sensible sur la décision de décohabiter. Il suffit d'examiner le revenu calculé à partir duquel la probabilité de devenir chef de ménage est établie à 0.81. Ce revenu diminue avec le prix, en supposant que la probabilité de décohabitation repose seulement sur le revenu et le prix du logement, et que les paramètres ne varient pas d'une région à une autre; en outre, plus l'écart de revenu entre les secteurs d'habitation à prix modique et à prix élevé est grand, plus le coefficient du prix est élevé, c.-à-d. plus la variation d'un dollar du prix a un effet marqué[4]. En fait, le revenu est de $5,700, dans les grands centres urbains, et de $4,400, dans les moins importants; dans les régions rurales non agricoles, il n'est que de $3,700. Il s'élève à $6,600 dans la RMR de Toronto, mais n'atteint que $4,100 dans les grands centres urbains de la Saskatchewan. En ce qui a trait au Québec, les résultats ne suivent pas la tendance observée. Bien que le prix du logement soit relativement bas dans cette province, le taux de probabilité de 0.81 n'est atteint que lorsque le revenu s'élève à $5,900, dans les grands centres urbains.

Les échantillons relativement peu stratifiés, tels que ceux sur lesquels le tableau 5.1 est fondé, cachent souvent des tendances intéressantes[5]. C'est pourquoi le tableau 5.2 et le graphique 5.1 donnent des statistiques sur les taux de chefs de ménage calculés pour les hommes célibataires selon l'âge. Contrairement à la tendance très uniforme qui apparaît dans le tableau 5.1, le graphique 5.1 indique que, chez les jeunes hommes célibataires, le taux de chefs de ménage augmente considérablement avec la catégorie d'habitat, mais que la différence s'amenuise avec

---

Voir note(s) à la page 130.

TABLEAU 5.2. Statistiques sommaires de la décision de décohabiter selon l'âge des hommes célibataires et selon la région, 1971

Région	Groupe d'âge							
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-44	45-54	55-64	65+
				Élasticité[1]				
RMR de Toronto	1.67(.12)	.82(.04)	.49(.05)	.69(.14)	.33(.06)	.70(.12)	.81(.17)	.16(.03)
RMR de Montréal	.49(.01)	.93(.05)	.28(.02)	.50(.09)	.35(.05)	.25(.03)	.16(.02)	.43(.12)
Canada								
Urbaine 30,000 et plus	1.91(.06)	.76(.03)	.51(.04)	.49(.07)	.40(.06)	.30(.05)	.28(.06)	.18(.01)
Urbaine moins de 30,000	2.58(.08)	1.33(.06)	.66(.05)	1.33(.26)	.54(.06)	.26(.05)	.16(.01)	.42(.08)
Rurale non agricole	.70(.01)	.55(.01)	.46(.02)	.47(.05)	.25(.01)	.27(.04)	-.20(.01)	-.02(.00)
Rurale agricole	---[2]	-1.78(.02)	.07(.00)	.17(.00)	.60(.10)	-.06(.00)	.15(.01)	.13(.01)
			Coefficient du revenu (milliers de dollars) fois 25[3]					
RMR de Toronto	6.65[4]	3.79[4]	2.62[4]	4.00[4]	1.96[5]	4.15[4]	5.66[4]	0.89
RMR de Montréal	1.90	4.68[4]	1.64	3.02[4]	2.30[4]	1.76	1.29	4.30
Canada								
Urbaine 30,000 et plus	7.88[4]	3.43[4]	2.87[4]	3.12[4]	2.49[4]	2.23[4]	2.01[4]	1.41[5]
Urbaine moins de 30,000	10.45[4]	5.86[4]	3.14[4]	6.77[4]	3.06[5]	1.80[5]	1.20	5.59[5]
Rurale non agricole	2.74	2.28	2.08	2.42[5]	1.42	2.46[5]	-1.44	-0.18
Rurale agricole	---[2]	-6.85	0.31	0.86	3.96[4]	-0.45	2.40	1.22
		Revenu auquel la probabilité de devenir chef de ménage est de .35[6]						
RMR de Toronto	16,650	13,125	9,650	6,875	5,870	6,450	4,600	11,570
RMR de Montréal	57,525	9,625	7,475	5,875	3,325	-----	-----	225
Canada								
Urbaine 30,000 et plus	12,975	14,650	7,675	4,825	4,800	425	725	-----
Urbaine moins de 30,000	12,025	12,250	13,075	8,350	7,775	1,375	-----	-----
Rurale non agricole	42,525	29,025	19,725	10,950	8,475	-----	-----	-----
Rurale agricole	---[2]	--[7]	152,350	24,650	4,625	-----	-----	-----
				Proportion de chefs de ménage				
RMR de Toronto	.01	.11	.27	.35	.38	.34	.39	.31
RMR de Montréal	.01	.14	.32	.35	.39	.43	.50	.49
Canada								
Urbaine 30,000 et plus	.01	.10	.30	.39	.38	.46	.44	.45
Urbaine moins de 30,000	.01	.07	.17	.23	.28	.41	.47	.50
Rurale non agricole	.01	.05	.13	.23	.30	.51	.52	.65
Rurale agricole	.00	.01	.08	.21	.32	.46	.67	.56

[1] L'élasticité est calculée selon le revenu de $6,489. L'élasticité et le coefficient du revenu sont des estimations tirées du modèle "logit" simple, le revenu constituant la seule variable indépendante. Le chiffre entre parenthèses est le pseudo R^2 (voir le tableau 5.1).

[2] Il n'y a qu'un chef dans l'échantillon des personnes de 15-19 ans des régions agricoles.

[3] Cela indique en points de pourcentage la première dérivée de la probabilité de décohabitation en fonction du revenu (en milliers de dollars) lorsque le niveau de probabilité est .5.

[4] Significatif à 1 %.

[5] Significatif à 5 %.

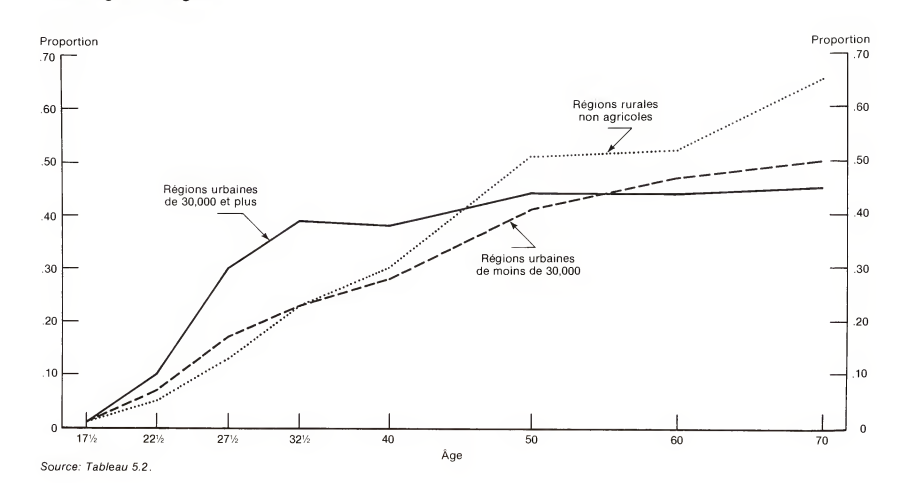
[6] Cinq tirets indiquent une probabilité de décohabitation de .35 ou plus lorsque le revenu est nul.

[7] Coefficient de revenu négatif.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

Graphique 5.1

Proportion de chefs de ménage masculins et célibataires selon l'âge et la région



Source: Tableau 5.2.

l'âge jusqu'au groupe d'âge 65 ans et plus où le taux de chefs de ménage atteint la proportion étonnante de 65 % dans les régions rurales non agricoles, comparativement à 45 % dans les régions urbaines[6]. Vraisemblablement, les jeunes hommes célibataires des régions moins urbanisées demeurent plus longtemps avec leurs parents et, lorsque ces derniers meurent, ils sont moins enclins à aller vivre chez des parents, partager un logement avec d'autres célibataires ou devenir chambreurs. Tout porte à croire que, dans les secteurs moins urbanisés, les liens familiaux compensent l'effet des prix, mais qu'à un âge plus avancé, l'effet des prix joue un rôle plus important.

La tendance constatée chez les femmes célibataires (tableau 5.3) confirme cette supposition; toutefois, la différence entre le taux de chefs de ménage dans les régions rurales et urbaines est tellement grande chez les plus jeunes que, malgré le rétrécissement de cet écart, le taux de chefs de ménage chez les femmes de 65 ans et plus est de 0.37 dans les régions rurales non agricoles contre 0.47 dans les grands centres urbains. Dans l'ensemble, pour tous les groupes d'âge dans les grandes agglomérations urbaines et pour la plupart de ceux de Montréal et de Toronto, le taux de chefs de ménage chez les femmes célibataires est sensiblement plus élevé que celui des hommes, bien que leur revenu soit plus faible. Il semble que plus de femmes que d'hommes célibataires résidant dans des villes optent pour l'intimité et l'autonomie qu'offre le logement indépendant. S'il était possible de ne pas tenir compte des hommes des régions rurales qui ont hérité d'une maison ou dont le logement est lié à l'emploi, la tendance observée chez les femmes dans les villes s'appliquerait peut-être aux femmes demeurant dans les régions rurales.

L'élasticité du revenu montre aussi de façon très nette la préférence marquée des femmes pour les logements indépendants. Chez la plupart des groupes d'âge dans les régions urbaines, l'élasticité est sensiblement plus élevée pour les femmes que pour les hommes. Dans l'ensemble, elle diminue considérablement avec l'âge. Dans les grands centres urbains, lorsqu'un revenu de $6,489 s'accroît de 1 %, la probabilité de devenir chef de ménage augmente de 0.76 point de pourcentage chez les hommes célibataires de 20-24 ans, de 1.01 point de pourcentage chez les femmes célibataires du même âge et de 0.18 et 0.46 respectivement chez les personnes âgées de 65 ans et plus. Ces chiffres indiquent qu'au cours des prochaines décennies, les hausses de la demande de logements attribuables au revenu pourraient être

---

Voir note(s) à la page 130.

TABLEAU 5.3. Statistiques sommaires de la décision de décohabiter selon l'âge des femmes célibataires et selon la région, 1971

Région	Groupe d'âge							
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-44	45-54	55-64	65+
				Élasticité[1]				
RMR de Toronto	2.27(.102)	1.20(.058)	.81(.084)	.39(.063)	.51(.109)	.45(.098)	.43(.103)	.44(.121)
RMR de Montréal	--- [2]	.51(.015)	.64(.076)	.43(.041)	.55(.120)	.44(.098)	.61(.191)	.51(.093)
Canada								
Urbaine 30,000 et plus	2.40(.072)	1.01(.050)	.77(.096)	.42(.044)	.46(.071)	.41(.077)	.47(.117)	.46(.086)
Urbaine moins de 30,000	2.94(.070)	1.21(.045)	1.28(.084)	.94(.111)	.58(.052)	.32(.032)	.45(.074)	.33(.054)
Rurale non agricole	--- [2]	1.20(.049)	.04(.0001)	.99(.103)	.13(.0016)	.78(.106)	.56(.092)	-.65(.0090)
			Coefficient du revenu (milliers de dollars) fois 25[3]					
RMR de Toronto	9.95[4]	6.16[4]	5.16[4]	3.23	4.23[4]	4.10[5]	3.53[5]	6.71[5]
RMR de Montréal	---[2]	2.40[5]	4.69[4]	2.93	4.03[4]	3.67[4]	6.65[4]	5.62[4]
Canada								
Urbaine 30,000 et plus	11.98[4]	5.53[4]	5.35[4]	3.04[4]	3.23[4]	3.26[4]	3.82[4]	4.93[4]
Urbaine moins de 30,000	16.02[4]	5.83[4]	6.44[4]	5.06[5]	3.13[5]	2.05	3.35[4]	4.06[5]
Rurale non agricole	---[2]	5.19[5]	.18	5.33	.62	5.76[5]	6.03[5]	-3.33
			Revenu auquel la probabilité de devenir chef de ménage est .35[6]					
RMR de Toronto	9,900	8,500	5,500	600	2,100	900	1,300	100
RMR de Montréal	--- [2]	15,700	3,700	3,500	3,400	1,200	1,900	1,000
Canada								
Urbaine 30,000 et plus	7,700	7,600	4,600	2,600	3,300	1,400	1,900	500
Urbaine moins de 30,000	6,900	9,700	8,700	8,000	9,000	4,100	2,500	-----
Rurale non agricole	--- [2]	13,800	189,700	8,000	36,200	4,200	1,500	-----
			Proportion de chefs de ménage					
RMR de Toronto	.02	.13	.32	.51	.50	.53	.50	.55
RMR de Montréal	.00	.14	.39	.38	.44	.48	.46	.46
Canada								
Urbaine 30,000 et plus	.02	.17	.35	.42	.41	.47	.47	.47
Urbaine moins de 30,000	.01	.10	.15	.21	.23	.35	.39	.49
Rurale non agricole	.00	.05	.13	.17	.19	.27	.38	.37

[1] L'élasticité est calculée selon le revenu canadian moyen ($6,489). L'élasticité et le coefficient du revenu sont des estimations tirées du modèle "logit" simple, le revenu constituant la seule variable indépendante. Le chiffre entre parenthèses est le pseudo R^2 (voir le tableau 5.1).

[2] Moins de dix chefs de ménage.

[3] Cela indique en points de percentage la première dérivée de la probabilité de décohabitation en fonction du revenu (en milliers de dollars) lorsque le niveau de probabilité est .5.

[4] Significatif à 1 %.

[5] Significatif à 5 %.

[6] Cinq tirets indiquent une probabilité de décohabitation de .35 ou plus lorsque le revenu est nul.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillons à grande diffusion sur les particuliers.

TABLEAU 5.4. Moyennes et écarts types des variables[1], pour certains particuliers, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	Hommes mariés, 25 ans et plus		Personnes non mariées, 25 ans et plus	
	RMR de Toronto	RMR de Montréal	RMR de Toronto	RMR de Montréal
Chef de ménage	.96(.21)	.98(.15)	.55(.50)	.54(.50)
Femme				
Célibataire			.21(.41)	.27(.44)
Non célibataire			.41(.49)	.35(.48)
Homme				
Veuf, séparé, divorcé			.15(.35)	.14(.35)
Âge	45.12(13.51)	44.90(13.56)	50.81(18.46)	50.83(17.23)
Période d'immigration				
1961-1965	.06(.23)	.03(.17)	.04(.19)	.02(.15)
1966-1968	.06(.25)	.03(.17)	.04(.20)	.03(.16)
1969-1971	.03(.17)	.01(.10)	.05(.22)	.02(.13)
Langue maternelle				
Français	.02(.13)	.64(.48)	.03(.16)	.67(.47)
Ni le français ou l'anglais	.32(.47)	.16(.36)	.22(.41)	.11(.31)
Homme retraité[2]	.05(.23)	.06(.24)	.04(.20)	.05(.21)
Chômeur[3]	.03(.16)	.03(.18)	.03(.17)	.03(.18)
Années de scolarité	10.51(3.96)	9.75(4.00)	10.13(3.90)	9.00(3.93)
Travailleur autonome	.10(.29)	.10(.30)	.04(.19)	.04(.19)
Revenu mesuré ($)	9,580(7,484)	8,527(6,774)	5,041(4,688)	4,270(4,471)
Revenu transitoire imprévu ($)	48(6,113)	38(5,508)	- 61(3,757)	-247(3,736)
Revenu transitoire prévu ($)	-1,961(4,121)	-1,718(3,613)	-1,735(3,643)	-800(2,658)
Revenu permanent ($)	11,493(6,112)	10,208(5,646)	6,837(5,231)	5,317(4,309)
Valeur nette d'option ($)	15,035(11,657)	13,522(10,245)	7,676(9,292)	8,966(9,051)

[1] Lorsque le chiffre est moins de un, cela indique la proportion de personnes qui présentent la caractéristique étudiée; les écarts types apparaissent entre parenthèses.

[2] Hommes de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[3] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

relativement faibles, même si les augmentations du revenu réel étaient importantes, en raison de la diminution de la population appartenant aux groupes d'âge qui influent sur la demande.

5.2. Composantes du revenu, caractéristiques culturelles et démographiques, et décision de décohabiter

Un des principaux objets de la présente étude est d'examiner les effets des diverses composantes du revenu sur la demande de logements. En outre, il y a tout lieu de croire que les caractéristiques relatives aux groupes ethniques et à l'immigration influent considérablement sur la décision de décohabiter. Ces raisons justifient pleinement l'estimation d'un modèle plus complet de la décision de décohabiter. Dans la présente section, un tel modèle est étudié en fonction de deux marchés différents, soit les RMR de Toronto et de Montréal.

Les variables revenu comprises dans ce nouveau modèle sont le revenu transitoire imprévu, le revenu transitoire prévu, le revenu permanent et la valeur nette d'option (voir les chapitres 2 et 3 pour les définitions et une estimation). Étant donné que la décision de décohabiter est une décision de consommation, elle devrait, à première vue, être étroitement liée à la question du revenu permanent. La valeur nette est sans conséquence, sauf en ce qui a trait à son effet sur le revenu permanent, étant donné que le loyer peut être payé à même le revenu courant. Toutefois, un examen plus approfondi laisse supposer que la valeur nette pourrait exercer une certaine influence puisque ceux qui laissent leurs parents pour devenir chef de leur propre ménage ou partager un logement avec d'autres personnes dans la même situation doivent généralement engager des dépenses pour l'achat d'ameublement.

De même, le revenu transitoire imprévu devrait aussi entraîner certains effets parce qu'il peut être consacré à l'achat de meubles et servir à payer les frais de déménagement. Une autre raison pour laquelle les deux composantes du revenu transitoire pourraient influer sur cette décision est l'éventualité d'une contrainte relative aux emprunts. En d'autres mots, si le revenu courant est inférieur au revenu permanent, il peut être difficile d'emprunter les sommes permettant de quitter ses parents ou de vivre seul plutôt que de partager un logement avec une autre personne, bien que le niveau du revenu permanent l'eût justifié.

Les tableaux 5.5 et 5.6 présentent les résultats de notre estimation. Les coefficients calculés pour les hommes mariés sont difficiles à analyser, car la probabilité de décohabitation est très élevée et le modèle "logit" suppose que toute variable indépendante n'exerce qu'un faible effet lorsque les taux de probabilité sont élevés. C'est pourquoi les probabilités ont été calculées en fonction de certaines valeurs des variables indépendantes (voir le tableau 5.7).

Les chiffres révèlent que le revenu permanent n'est que légèrement plus important que les autres composantes du revenu. Toutefois, le tableau 5.5 démontre que ce revenu l'est davantage chez les hommes mariés que chez les célibataires. Une différence d'un dollar a une incidence beaucoup plus grande pour le revenu permanent que pour le revenu transitoire imprévu. Il est probable que les hommes mariés ont acquis des biens et des habitudes qui font que les transactions à court terme résultant des changements touchant le revenu transitoire imprévu deviennent onéreuses. Il est probable que la pression sociale exercée sur les hommes mariés les incitent fortement à occuper un logement indépendant. Dans tous les cas, si leur revenu permanent leur permet d'occuper un logement indépendant, il est vraisemblable qu'ils affronteront cette situation en effectant des emprunts ou en puisant dans leurs épargnes lorsque leur revenu transitoire est négatif.

Ces observations sur les chiffres concernant les hommes mariés ne doivent pas être interprétées de façon trop exhaustive. Bien que les diverses composantes du revenu soient toutes significatives à 1 %, leur valeur quantitative est faible. Le tableau 5.7 indique que, chez les hommes mariés types[7], la probabilité de décohabitation varie de seulement trois points de pourcentage au maximum, même lorsque de très grands changements modifient le revenu. En effet, seul le fait d'avoir immigré au Canada dans la décennie intercensale peut réduire la probabilité à un taux passablement inférieur à 0.99, et même là, cette caractéristique n'exerce un effet notable qu'à Toronto.

Pour ce qui est des personnes non mariées, l'effet que le revenu courant exerce sur la probabilité de décohabitation n'est pas lié à l'importance des diverses composantes du revenu. Le revenu permanent a une incidence un peu plus forte que le revenu transitoire. Il semble que les non-mariés sont beaucoup plus portés que les hommes mariés à adapter leurs besoins en logement en fonction de leur situation

---

Voir note(s) à la page 130.

TABLEAU 5.5. Estimations des modèles "logit" relatifs à la décision de décohabiter, hommes mariés de 25 ans et plus[1], RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	Modèles							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	RMR de Toronto				RMR de Montréal			
Âge								
(Âge - 45)	.0070[2]	.016[2]	.021[2]	.020[2]	.0035	-.025[2]	-.021[2]	-.016
(Âge - 45) - au carré	-.0012[3]	-.00099[4]	-.0011[3]	-.0012[3]	-.0015[3]	-.00099[4]	-.00092[4]	-.0016[3]
Période d'immigration								
1961-1965	-.39[2]	-.43[2]		-.41[2]	-.40	-.39		-.37
1966-1968	-.78[3]	-.81[3]		-.81[3]	-.55[2]	-.56[2]		-.55[2]
1969-1971	-1.50[3]	-1.57[3]		-1.57[3]	-1.49[3]	-1.49[3]		-1.50[3]
Langue maternelle								
Français	-.72[2]	-.73[2]		-.71[2]	.0034	.056		.044
Ni le français ou l'anglais	-1.00[3]	-1.00[3]		-.99[3]	-.67[4]	-.67[4]		-.67[4]
Retraité[5]	.56[2]	.70[2]	1.04[3]	.75[2]	.32	.87[4]	.83[4]	.86[4]
Chômeur[6]	-.23	-.17	-.049	-.18	.051	.057	.074	.058
Années de scolarité	.058[3]	.015	.061[3]	.017	.028[2]	-.021	-.017	-.014
Travailleur autonome	.36[2]	.12	.27	.13	1.00[2]	.67[2]	.71[2]	.72[2]
Revenu mesuré	.18[3]				.16[3]			
Revenu transitoire				.16[3]				.13[3]
Revenu transitoire imprévu		.16[3]	.22[3]			.12[3]	.16[3]	
Revenu transitoire prévu		.23[3]	.24[3]			.42[3]	.45[3]	
Revenu permanent		.28[3]	.29[3]	.24[3]		.32[3]	.35[3]	.18[3]
Valeur nette d'option		-.0058	.013	.0069		.0050	.0024	.050[4]
Constante	2.13[3]	1.68[3]	.28	1.75[3]	3.03[3]	2.26[3]	1.87[3]	2.52[3]
Pseudo[7] R^2	.206	.210	.150	.210	.140	.152	.124	.147
R^2 habituel[8]	.113	.117	.068	.116	.069	.073	.043	.068
R^2 des MCO[9]	.074	.076	.032	.071	.038	.041	.028	.041
Nombre d'observations	5599	5599	5599	5599	5470	5470	5470	5470

[1] Ne comprend pas ceux qui fréquentent un établissement d'enseignement à plein temps.

[2] $|t| \geq 1$.

[3] Significatif à 5 %.

[4] Significatif à 1 %.

[5] Personnes de 55 ans et plus, inactives et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7] Ainsi défini: $\frac{1-(\tilde{P}/ML^{1/T})^2}{1-\tilde{P}^2}$ où $\tilde{P} = \bar{P}^{\bar{P}}(1-\bar{P})^{1-\bar{P}}$, $\bar{P}$ = la proportion de chefs de ménage, ML = la vraisemblance de l'échantillon obtenu en utilisant des estimations paramétriques par la méthode du maximum de vraisemblance. Voir Uhler et Cragg (1971, p. 344).

[8] Ainsi calculé: $1 - \Sigma\,(P_i-\tilde{P}_i)^2 \,/\, \Sigma(P_i-\bar{P})^2$.

[9] R^2 tiré du modèle de probabilité linéaire estimé à l'aide des MCO.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

TABLEAU 5.6. Estimations des modèles "logit" relatifs à la décision de décohabiter, pour les hommes et les femmes non mariés âgés de 25 ans et plus[1], RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	Modèles							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	RMR de Toronto				RMR de Montréal			
Femme								
Célibataire	.62[2]	.68[2]	.74[2]	.68[2]	.22[3]	.23[3]	.25[3]	.24[3]
Non célibataire	1.72[2]	1.84[2]	1.91[2]	1.83[2]	1.45[2]	1.49[2]	1.50[2]	1.52[2]
Homme								
Veuf, séparé, divorcé	1.05[2]	1.02[2]	1.05[2]	1.02[2]	.79[2]	.76[2]	.76[2]	.74[2]
Âge								
(Âge - 45)	.020[2]	.018[2]	.018[2]	.018[2]	.016[2]	.014[2]	.014[2]	.011[2]
(Âge - 45) - au carré	-.00071[2]	-.00059[2]	-.00058[2]	-.00061[2]	-.0012[2]	-.0013[2]	-.0013[2]	-.0012[2]
Période d'immigration								
1961-1965	-.23[4]	-.22[4]		-.22[4]	-.053	-.036		-.030
1966-1968	-.025	-.029		-.029	-.072	-.084		-.083
1969-1971	-.57[2]	-.57[2]		-.57[2]	-.50[4]	-.54[4]		-.49[4]
Langue maternelle								
Français	.18	.19		.19	-.37[2]	-.36[2]		-.36[2]
Ni le français ou l'anglais	-.38[2]	-.37[2]		-.37[2]	-.35[3]	-.34[2]		-.35[3]
Retraité[5]	.067	.19	.24[4]	.18	.45[3]	.57[2]	.57[2]	.59[2]
Chômeur[6]	-.62[3]	-.62[3]	-.62[2]	-.62[2]	-.12	-.13	-.12	-.13
Années de scolarité	.069[2]	.052[2]	.059[2]	.052[2]	.030[2]	.017[4]	.023[3]	.012
Travailleur autonome	.59[2]	.46[3]	.45[3]	.46[3]	.94[2]	.87[2]	.86[2]	.86[2]
Revenu mesuré	.12[2]				.11[2]			
Revenu transitoire				.099[2]				.094[2]
Revenu transitoire imprévu		.099[2]	.11[2]			.095[2]	.099[2]	
Revenu transitoire prévu		.11[2]	.13[2]			.0083	.0096	
Revenu permanent		.13[2]	.14[2]	.13[2]		.076[2]	.075[2]	.11[2]
Valeur nette d'option		.015[3]	.015[3]	.017[2]		.032[2]	.034[2]	.020[2]
Constante	-1.80[2]	-1.94[2]	-2.20[2]	-1.9[2]	-.70[2]	-.74[2]	-1.11[2]	-.75[2]
Pseudo[7] R^2	.222	.226	.216	.226	.174	.180	.174	.179
R^2 habituel[7]	.169	.172	.165	.172	.133	.136	.132	.136
R^2 des MCO[7]	.162	.165	.156	.165	.125	.129	.125	.128
Nombre d'observations	3304	3304	3304	3304	3849	3849	3849	3849

[1] Ne comprend pas ceux qui fréquentent un établissement d'enseignement à plein temps.

[2] Significatif à 1 %.

[3] Significatif à 5 %.

[4] $|t| \geq 1$.

[5] Personnes de 55 ans et plus, inactives et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7] Pour obtenir les définitions, voir les renvois 7 à 9 au tableau 5.5.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

TABLEAU 5.7. Probabilité d'une décohabitation selon certaines valeurs des variables indépendantes[1], RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	Hommes mariés		Autres	
	Toronto	Montréal	Toronto	Montréal
Langue maternelle étrangère				
Ayant immigré en 1961-1965	.95	.98	.62	.69
1966-1968	.93	.98	.66	.68
1969-1971	.87	.96	.53	.57
Natifs[2]	.97	.99	.67	.70
Natifs[2]				
Langue maternelle anglaise	.99	.99	.74	.76
Langue maternelle française	.98	1.00	.78	.69
Années de scolarité				
10 ans	.99	.99	.74	.76
17 ans	.99	.99	.81	.79
Chômage	.99	.995	.61	.74
Revenu permanent				
$5,000	.97	.99	.66	.72
10,000	.99	1.00	.79	.79
15,000	1.00	1.00	.88	.85
Revenu mesuré[3]				
$5,000	.97	.98	.59	.68
10,000	.99	.99	.72	.79
15,000	1.00	1.00	.82	.87

[1] Les caractéristiques autres que celles qui sont "choisies" sont les suivantes: 50 ans; natif; langue maternelle anglaise; non retraité; non chômeur; travailleur non autonome; 10 années de scolarité; revenu transitoire imprévu nul; revenu transitoire prévu de $0 à $1,800; revenu permanent de $8,000; valeur nette d'option de $11,000; pour les non mariés: une proportion de femmes célibataires de .24, de .18 pour les autres femmes et de .14 pour les hommes qui sont veufs, séparés ou divorcés. La probabilité est calculée en fonction de la remarque deux (tableaux 5.6 et 5.7) à moins d'avis contraire.

[2] Comprend aussi ceux qui ont immigré avant 1961.

[3] Calculé à l'aide du premier modèle, voir tableau 5.6.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

courante. Cette tendance à prendre des décisions myopes en matière de logement est aussi mise en évidence par les effets du chômage. En effet, la probabilité de devenir chef de ménage pour le chômeur non marié type de Toronto tombe de 0.74 à 0.61[8].

La valeur nette d'option influe de façon faible mais notable sur le taux de chefs de ménage dans les deux RMR. Cette incidence laisse supposer que pour les non-mariés, l'accumulation de biens durables après plusieurs années d'activité semble avoir une influence positive sur la décohabitation.

Une hausse du revenu augmente grandement la probabilité de devenir chef de ménage pour les hommes non mariés, mais non pour les hommes mariés. Une augmentation dont l'écart type du revenu permanent de $5,000 à $10,000 est inférieur à un (voir tableau 5.4) accroît la probabilité de devenir chef de ménage de 0.66 à 0.79 chez le célibataire type de Toronto et de 0.72 à 0.79 chez celui de Montréal. L'âge et l'immigration combinés avec la langue maternelle étrangère sont les autres principaux facteurs qui influent sur le taux de chefs de ménage chez les non-mariés. Les immigrants récents (1969-1971) installés à Toronto et à Montréal et dont la langue maternelle est autre que l'anglais ou le français ont une probabilité de devenir chefs de ménage inférieure d'environ 20 points de pourcentage à celle des résidents de longue date dont la langue maternelle est l'anglais. À cet égard, les immigrants s'assimilent très rapidement (voir le tableau 5.7); l'effet qu'ils exercent sur la demande de logements se fait presque entièrement sentir dans les trois ans de leur arrivée. Toutefois, les résidents de longue date et les natifs dont la langue maternelle est étrangère ou française (Montréal) présentent un probabilité de devenir chefs de ménage d'environ sept points de pourcentage inférieure à celle des résidents et des natifs de langue anglaise, de sorte que les immigrants qui parlent une langue autre que l'anglais exercent de toute évidence un effet persistant sur le taux de chefs de ménage. Effectivement, 22 % des non-mariés de Toronto sont de langue maternelle étrangère (voir le tableau 5.4). Le facteur de l'immigration en soi est peut-être important à court terme parce qu'il implique une interruption temporaire de consommation et de revenu; par contre, le facteur de la langue a des effets à long terme étant donné qu'il constitue également un indicateur des différences marquées au niveau des habitudes et des coutumes.

Voir note(s) à la page 130.

En raison de la grande importance du sexe, de l'âge et de l'état matrimonial, le modèle "logit" est estimé (tableaux 5.8 et 5.9) pour des groupes formés par stratification de l'échantillon selon ces caractéristiques. Vu la taille relativement petite de plusieurs de ces échantillons, peu de variables sont généralement significatives, même à 5 %. Quelques résultats méritent d'être notés. D'abord, chez les jeunes célibataires (21-29 ans), le facteur de la langue maternelle étrangère entraîne toujours un effet statistiquement significatif de valeur très négative. En ce qui concerne les célibataires masculins de Toronto, cet effet équivaut à une réduction de $12,000 (en dollars de 1970) du revenu permanent. Deuxièmement, le niveau d'instruction exerce une action positive considérable chez les jeunes célibataires masculins des deux villes et chez les jeunes femmes célibataires de Montréal. À Toronto, une année de scolarité contribue davantage à augmenter la probabilité de devenir chef de ménage chez les jeunes célibataires que $1,000. L'incidence de ce facteur est peut-être due principalement au fait que bon nombre de jeunes doivent quitter leurs parents et déménager dans une autre ville afin de fréquenter des établissements d'enseignement postsecondaire. Comme l'indiquent les tableaux, l'effet positif et invariablement élevé que l'instruction exerce chez les jeunes diminue dans les tranches d'âge plus avancé, de sorte qu'il n'y a pas de fondement à l'hypothèse selon laquelle les personnes plus instruites recherchent davantage l'intimité et l'autonomie qu'offre un logement indépendant.

Les variables revenu permanent et revenu transitoire sont presque toujours très significatives, au point de vue statistique, et quantitativement importantes. Le revenu permanent est habituellement plus considérable que le revenu transitoire. Pour les jeunes célibataires, le revenu transitoire est plus important que pour les célibataires de 30 à 64 ans, et c'est normal. Les jeunes n'ont habituellement pas épargné suffisamment d'argent pour traverser les périodes creuses et réagissent à la situation d'un revenu transitoire négatif en changeant leur mode d'hébergement. Pour les veufs, les personnes séparées et les divorcés de 65 ans et plus, $1,000 de revenu permanent contribue davantage à augmenter la probabilité de devenir chef de ménage que $1,000 de revenu transitoire. Les personnes de ce groupe occupent souvent leur propre maison qu'elles ont achetée pendant leur mariage; il n'est donc pas surprenant de constater qu'elles ne veulent pas modifier leur mode d'habitation à la suite de changements à court terme touchant le revenu.

TABLEAU 5.8. Estimations d'un modèle "logit" relatif à la décision de décohabiter, pour les personnes non-mariées[1] selon l'âge et le sexe, RMR de Toronto, 1971

Variables	Célibataires			Veufs, séparés ou divorcés		
	21-29	30-64	65+	21-29	30-64	65+
			Hommes			
Âge						
(Âge - 45)	-.11	.046[2]	1.57[3]	-2.83[4]	.014	.070
(Âge - 45) - au carré	-.0067	-.0012[4]	-.023[3]	-.075[4]	-.0020[4]	-.00075
Période d'immigration						
1961-1965	-.43	-.67[4]	–	6.67	-.95	-6.74
1966-1968	.56[4]	.55[4]	–	–	1.18[4]	-6.96
1969-1971	.092	-.019	4.72	–	-1.03[4]	-.94
Langue maternelle						
Français	1.02[3]	.46	-6.09	-5.14	.34	-6.73
Ni le français ou l'anglais	-.97[2]	-.57[3]	-2.79[3]	-1.60[4]	.55[4]	.28
Retraité[5]	–	.22	-.99	–	.15	-.035
Chômeur[6]	-.55[4]	-.91[4]	-6.13	-4.62	-1.47[3]	-7.81
Années de scolarité	.11[2]	.023	-.098	.035	.024	.0063
Travailleur autonome	.25	.25	.55	-.30	.64	-.0053
Revenu transitoire	.078[3]	.074[3]	.043	.20[4]	.12[2]	.080
Revenu permanent	.080[3]	.20[1]	.32	.19[4]	.14[2]	.43[4]
Constante	-2.39	-2.07[2]	-24.77[3]	-27.81[4]	-.66[4]	-1.81
Pseudo[7] R^2	.158	.209	.478	.309	.191	.255
R^2 habituel[7]	.115	.155	.402	.215	.149	.178
R^2 des MCO[7]	.102	.152	.348	.218	.129	.159
Nombre d'observations	711	435	57	56	304	139
			Femmes			
Âge						
(Âge - 45)	-.038	.0079	.45[4]	-1.04	.019[4]	.11
(Âge - 45) - au carré	-.0047	-.00077	-.0057[4]	-.032	-.0011[4]	-.0023[4]
Période d'immigration						
1961-1965	-1.10[4]	1.15[3]	6.01	-1.46	-.48	-1.54[3]
1966-1968	-.026	-.18	-5.87	6.65	-.76[4]	-1.11[4]
1969-1971	.30	-.022	–	-7.62	-1.55[3]	-2.00[4]
Langue maternelle						
Français	-.51	-.046	6.55	.035	.20	-.46
Ni le français ou l'anglais	-1.03[2]	-.20	-.11	.087	-.27[4]	-.55[3]
Chômeuse[6]	.11	1.99[4]	-6.10	-.49	-.37	5.58
Années de scolarité	-.0016	-.019	.10[4]	.14[4]	.076[4]	.034[4]
Travailleuse autonome	-5.09	1.03[4]	5.67	8.82	.39	6.43
Revenu transitoire	.18[2]	.13[2]	.35[3]	.15[4]	.16[2]	.11[4]
Revenu permanent	.25[2]	.18[2]	.28[4]	-.049	.12[3]	.32[2]
Constante	-1.33	-.81[4]	-9.71[4]	-8.17	.085	-1.33
Pseudo[7] R^2	.171	.127	.332	.236	.132	.180
R^2 habituel[7]	.109	.099	.232	.174	.091	.130
R^2 des MCO[7]	.114	.093	.216	.165	.086	.123
Nombre d'observations	489	397	101	110	671	619

[1] Ne comprend pas ceux qui fréquentent un établissement d'enseignement à plein temps.

[2] Significatif à 1 %.

[3] Significatif à 5 %.

[4] $|t| \geq 1$.

[5] Personnes de 55 ans et plus, inactives et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7] Pour obtenir les définitions, voir les renvois 7 à 9 au tableau 5.5.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

TABLEAU 5.9. Estimations d'un modèle "logit" relatif à la décision de décohabiter pour les personnes non mariées[1] selon l'âge et le sexe, RMR de Montréal, 1971

Variables	Célibataires			Veufs, séparés ou divorcés		
	21-29	30-64	65+	21-29	30-64	65+
				Hommes		
Âge						
(Âge - 45)	-.65	.043[2]	-.058		.066[2]	.49[3]
(Âge - 45) - au carré	-.020[3]	-.00078	-.00076		.00064	-.0085[3]
Période d'immigration						
1961-1965	1.49[4]	.18	-6.47		.72	-6.78
1966-1968	1.53[2]	.54	-.37		6.70	-6.18
1969-1971	1.01[4]	.89[3]	–		5.88	-.70
Langue maternelle						
Français	-.36[3]	.021	.60		-.47[3]	-.90[3]
Ni le français ou l'anglais	-.99[2]	.36[3]	.079		-.73[3]	-.038
Retraité[5]	–	.61[3]	.82[3]		-.81[3]	.35
Chômeur[6]	-.63[3]	.56[3]	-7.46		-.64[3]	-.84
Années de scolarité	.048[3]	-.025	-.036		-.089[3]	.14[4]
Travailleur autonome	1.08[4]	.29	7.01		1.38[4]	1.32[3]
Revenu transitoire	.079[2]	.053[4]	.34[4]		.086[4]	.081[3]
Revenu permanent	.052[3]	.15[2]	.055		.25[2]	.22
Constante	-6.42	-1.08[2]	.79		.16	-7.92[3]
Pseudo[7] R^2	.140	.094	.323		.214	.277
R^2 habituel[7]	.112	.068	.230		.163	.198
R^2 des MCO[7]	.101	.069	.180		.143	.190
Nombre d'observations	750	562	67		352	157
				Femmes		
Âge						
(Âge - 45)	-1.36[3]	.024[4]	.046	3.48[3]	.011	-.0053
(Âge - 45) - au carré	-.039[4]	-.00017	-.0018	.083[3]	-.0021[4]	-.00068
Période d'immigration						
1961-1965	.41	-.095	-6.61	6.64	-.92[3]	-1.73[4]
1966-1968	.31	.518	–	-7.00	-.96[3]	-2.65[2]
1969-1971	-.47	-1.04	–	8.53	-1.81[4]	-8.43
Langue maternelle						
Français	-.40[3]	-.43[4]	-1.03[2]	-.57	-.44[3]	-.072
Ni le français ou l'anglais	-.98[4]	-.42[3]	-.65	6.96	-.50[3]	-.081
Chômeuse[6]	-1.07[3]	.40	7.67	-.68	-.18	-8.54
Années de scolarité	.094[4]	-.025	.029	.012	-.021	.00030
Travailleuse autonome	-4.54	.26	5.92	–	1.04[3]	1.89[3]
Revenu transitoire	.045[3]	.16[2]	.17[3]	.27[3]	.15[2]	.059
Revenu permanent	.016	.09[2]	.26[3]	.071	.18[2]	.50[2]
Constante	-12.84[3]	-.55[3]	-.26	36.62[3]	1.29[2]	.41
Pseude[7] R^2	.160	.128	.230	.340	.109	.228
R^2 habituel[7]	.115	.097	.166	.240	.079	.172
R^2 des MCO[7]	.110	.093	.166	.228	.063	.156
Nombre d'observations	579	655	179	79	754	366

[1] Ne comprend pas ceux qui fréquentent un établissement d'enseignement à plein temps.

[2] Significatif à 1 %.

[3] $|t| \geq 1$.

[4] Significatif à 5 %.

[5] Personnes de 55 ans et plus, inactives et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7] Pour obtenir les définitions, voir les renvois 7 à 9 du tableau 5.5.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

Afin de faciliter toute interprétation ultérieure des résultats, nous utilisons les probabilités calculées pour certaines catégories de ces groupes (tableau 5.10). Ces probabilités sont fondées sur de nombreux coefficients qui, pris séparément, ne sont pas statistiquement significatifs; ainsi, seules les tendances qui se dégagent de ces calculs présentent de l'intérêt, non les probabilités examinées séparément. Les données sur les célibataires corroborent les résultats du modèle simple des tableaux 5.2 et 5.3. En d'autres mots, après avoir normalisé une variété de caractéristiques, il demeure que les jeunes femmes enregistrent un taux de chefs de ménage plus élevé que les jeunes hommes et qu'elles sont davantage touchées par les effets du revenu. Les veuves, les femmes séparées et les divorcées d'âge moyen (mais non d'âge avancé) sont plus susceptibles d'être chefs de ménage que les hommes du même groupe d'âge. Le revenu influe beaucoup moins sur le taux de chefs de ménage de ces femmes que sur celui des hommes; ceci est peut-être dû au fait que de façon générale, lorsque leur mariage prend fin, un plus grand nombre de femmes que d'hommes d'âge moyen héritent de biens qui ne sont pas substitués par les deux variables revenu utilisées dans le modèle.

TABLEAU 5.10. Probabilité de décohabitation selon le sexe, l'âge et l'état matrimonial pour les personnes non mariées, selon certains niveaux de revenu permanent[1], RMR de Toronto et de Montréal, 1971

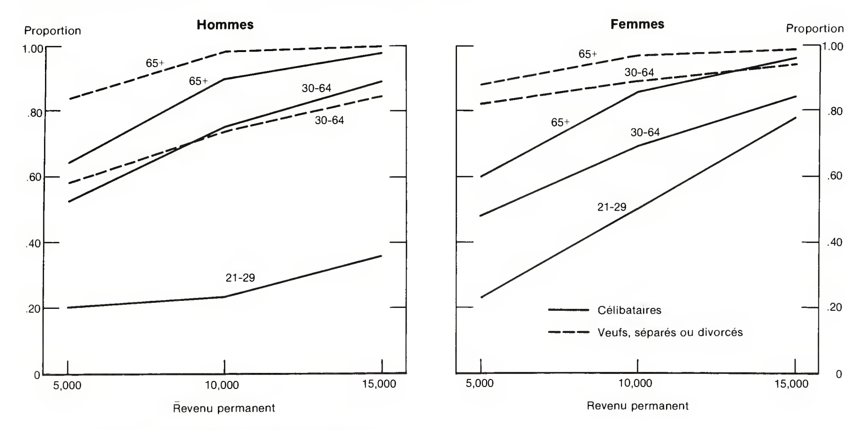
Revenu permanent et région	Célibataires			Veufs, séparés ou divorcés	
	21-29	30-64	65+	30-64	65+
			Hommes		
$5,000					
RMR de Toronto	.20	.52	.64	.58	.84
RMR de Montréal	.35	.38	.23	.65	.84
$10,000					
RMR de Toronto	.27	.75	.90	.74	.98
RMR de Montréal	.41	.57	.28	.86	.94
$15,000					
RMR de Toronto	.36	.89	.98	.85	1.00
RMR de Montréal	.48	.74	.34	.96	.98
			Femmes		
$5,000					
RMR de Toronto	.23	.48	.60	.82	.88
RMR de Montréal	.45	.54	.79	.88	.91
$10,000					
RMR de Toronto	.50	.69	.86	.89	.97
RMR de Montréal	.47	.75	.93	.95	.99
$15,000					
RMR de Toronto	.78	.84	.96	.94	.99
RMR de Montréal	.49	.88	.98	.98	1.00

[1]Les caractéristiques autres que le revenu permanent sont les suivantes: 25 ans (pour le groupe d'âge 21-29), 47 ans (pour le groupe d'âge 30-64) et 70 ans (pour le groupe d'âge 65 ans et plus); natif; langue maternelle anglaise; non retraité; non chômeur; travailleur non autonome; 10 années de scolarité; revenu transitoire imprévu nul. Les probabilités sont calculées à partir des coefficients figurant aux tableaux 5.8 et 5.9.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les particuliers.

Graphique 5.2

Proportion de personnes types(1) non mariées qui occupent un logement indépendant selon le sexe, l'état matrimonial et le revenu permanent, RMR de Toronto



(1) Voir le renvoi 1, tableau 5.10 pour obtenir une définition.

Source: Tableau 5.10.

NOTES

[1]Toutefois, la décision relative au mariage ou toute autre décision touchant l'état matrimonial ne font pas l'objet d'un modèle explicite.

[2]Toutefois, on a fait remarquer à l'auteur que, même en 1978, à Guelph en Ontario, les femmes célibataires qui quittent leurs parents pour vivre en appartement sont tellement mal vues qu'il est probable qu'elles déménagent dans la ville voisine de Kitchener. Dans ce cas, la mobilité résulte d'une décision relative au logement.

[3]Lorsque le niveau de probabilité est de 0.8, cela entraîne une augmentation du taux de chefs de ménage d'environ trois ou quatre points de pourcentage

[4]Supposons que le modèle réel est $\log\frac{P}{1-P} = \beta_0 + \beta_1 P_H + \beta_2 Y$ et que P représente la probabilité de devenir chef de ménage, P_H le prix du logement et Y, le revenu. Le niveau de revenu auquel la probabilité de devenir chef est de 0.81 est établi à l'aide de la formule suivante $(\log\frac{.81}{.19} - \beta_0 - \beta_1 P_H)/\beta_2$ et, si l'on suppose que $B_1 < 0$ est inférieur à 0 et que β_0, β_1 et β_2 sont constants, plus la valeur de P_H est faible plus la valeur de l'expression diminue. Comme l'indique la colonne 2 du tableau 5.1, B_2 estimé est relativement constant dans les régions, de telle sorte que, si β_0 et β_1 sont également relativement constants, les écarts du revenu calculé sont imputables en grande partie à l'écart enregistré dans P_H. Plus la valeur de β_1 est élevée plus les écarts seront importants, c.-à-d. si la dérivée partielle du revenu calculé en fonction de P_H est inférieure à β_1/β_2.

[5]Toutefois, des résultats qualitatifs semblables à ceux présentés au tableau 5.1 ont été obtenus lorsque l'échantillon se composait d'hommes de 20 ans et plus.

[6]Le taux de chefs de ménage dans les régions rurales non agricoles est fondé sur un échantillon dont la taille n'est que de 192.

[7]La remarque 1 du tableau 5.7 présente une définition précise de la personne type. Il convient de noter que les probabilités sont calculées en fonction d'une personne qui présente ces caractéristiques, sauf dans les cas où l'on utilise une

valeur différente établie pour une variable particulière.

[8]Dans le tableau 5.7, la probabilité de devenir chef de ménage de 0.74 chez les célibataires types s'applique aux natifs dont la langue maternelle est l'anglais.

CHAPITRE 6

DÉCISION D'ACCÉDER À LA PROPRIÉTÉ

Pour un économiste néo-classique, les motifs poussant à la décision d'accéder à la propriété n'ont rien à voir dans une étude sur la consommation de logements. La décision d'un ménage d'acquérir une maison et d'assumer lui-même les frais des services qui s'y rattachent, ou sa décision de louer un logement en payant d'autres pour ces services, n'a aucun lien avec la décision relative à la consommation de logements. En définitive, l'accession à la propriété est strictement une décision d'investissement.

Comme nous l'avons vu au chapitre 2, cette opinion est réfutable pour plusieurs raisons. En premier lieu, certains services reviennent moins chers à un propriétaire s'il occupe un logement dans une maison qui lui appartient qu'à celui qui habite ailleurs. Cela est particulièrement évident dans le cas des maisons individuelles de qualité supérieure. Le fardeau des coûts d'entretien est lourd pour un propriétaire qui n'habite pas le logement qui lui appartient parce qu'il ne jouit pas des économies d'échelle qu'offrent les grands immeubles à logements multiples. Cette particularité fait penser à une autre raison qui démontre que la décision d'accéder à la propriété est partiellement liée à la décision en matière de consommation. Il peut arriver qu'un ménage ne trouve pas à se loger convenablement autrement qu'en achetant le logement qu'il désire occuper. Si, par exemple, le marché de la location de maisons individuelles de qualité supérieure n'est pas très actif, les propriétaires peuvent décider de s'en retirer complètement, de sorte que les quelques ménages qui auraient les moyens de louer sont obligés d'acheter.

La décision relative à l'accession à la propriété n'est pas non plus une simple question d'investissement, compte tenu des conditions d'obtention de crédit. Pour la plupart des ménages, il est difficile d'obtenir les fonds qu'ils voudraient investir s'ils ne sont pas propriétaires. Les institutions de crédit ne prêtent habituellement pas de fortes sommes si elles ne sont pas garanties par un titre de propriété. De plus, lorsqu'elles le font, elles exigent que des paiements d'amortissement soient faits de façon régulière pendant toute la durée du prêt. En somme, l'accession à la propriété est pour certains ménages la seule occasion de contracter des dettes importantes ce qui, par le fait même, les oblige à épargner.

La propriété met les ménages à l'abri de l'élément principal de la hausse du prix des loyers, la hausse des coûts en capital. En se fondant sur un tel argument, on pourrait généralement s'attendre qu'à revenu égal les personnes qui sont propriétaires depuis au moins deux ou trois ans soient en meilleure position que celles qui sont locataires[1]. Parallèlement, compte tenu du coût considérable des transactions liées à un changement de logement, il est très probable que de nombreux jeunes ménages propriétaires sont dans une moins bonne situation, pour ce qui est de la consommation courante et de la valeur nette, que les ménages locataires du même âge. Ce sont les jeunes ménages qui le plus souvent ont à changer de travail et à se déplacer, devant ainsi supporter les frais de courtage, les honoraires de notaire et d'autres dépenses liées à l'achat et à la vente d'un logement. Ce n'est qu'en cas de hausse vertigineuse et exceptionnelle du prix des maisons que les gains bruts en capital peuvent compenser les frais occasionnés par de fréquents déménagements[2].

Il est évident que la décision que prend un ménage d'acquérir une maison a une grande portée sur son bien-être. Dans le présent chapitre, nous examinons les facteurs qui influent sur une telle décision. Notre étude porte d'abord sur deux variables fondamentales, le revenu et l'âge du chef de ménage, puis nous comparons leur incidence sur l'accession à la propriété dans diverses provinces et dans les régions de diverses catégories d'habitat. On fait ensuite un examen approfondi de la décision relative au mode d'occupation dans deux RMR, Toronto et Montréal, à l'aide de modèles beaucoup plus complexes que les précédents. Une attention particulière est portée à l'importance relative du revenu transitoire, du revenu permanent et de la valeur nette d'option. Pour faciliter l'étude de cette question ainsi que d'autres points, les modèles sont appliqués à divers sous-échantillons de toutes les catégories de ménages: les acheteurs, les vendeurs, les ménages classés en quatre tranches d'âge, les Canadiens français et les immigrants. Sur le plan technique, l'utilisation de sous-échantillons nous permet de dégager les interactions de façon assez détaillée.

Tout au long de ce chapitre, nous utilisons le modèle logit à choix binaire. Entre autres hypothèses, ce modèle prévoit que le changement de probabilité découlant d'un changement de la valeur d'une variable indépendante est très faible tant aux plus bas qu'aux plus hauts niveaux de probabilité. Cette hypothèse est évidemment basée sur le fait que les probabilités minimales et maximales doivent être zéro

Voir note(s) à la page 180.

et un. Par conséquent, lorsque le revenu est un facteur important de la probabilité d'accession à la propriété, l'hypothèse du modèle veut qu'une augmentation d'un revenu très élevé a beaucoup moins d'effet sur cette probabilité que la même augmentation d'un revenu moyen[3].

6.1. Urbanisation et propriété

La plupart des études de la propriété se concentrent sur les régions métropolitaines. Cette section expose dans quelle mesure cette pratique est discutable. En effet, il semble juste de dire que la propriété est la caractéristique du logement qui différencie le plus des régions rurales et urbaines. Le taux de propriétaires s'accroît de façon très marquée au fur et à mesure que le niveau d'urbanisation baisse.

Les contrastes que présente l'importance du revenu par rapport à la propension à devenir propriétaire sont encore plus remarquables. Comme on peut le voir au tableau 6.1, le revenu n'a aucune incidence sur l'accession à la propriété dans les régions rurales non agricoles. La plus forte élasticité de la probabilité d'accession à la propriété est de 0.11 en Colombie-Britannique et ce n'est que dans cette province et en Ontario que les coefficients du revenu sont significatifs, même à 5 %[4]. Dans les petites agglomérations urbaines, et davantage dans les grandes, il y a un rapport évident entre le revenu et la propriété qui est attribuable, en grande partie, à deux facteurs qui se recoupent. Dans les régions peu urbanisées, le prix d'un logement d'une qualité donnée est plus bas du fait que le prix du terrain y est moins élevé. Par ailleurs, on y trouve des logements de qualité inférieure parce que les règlements de construction y sont moins sévères qu'ailleurs. Par conséquent, quel que soit le revenu, la probabilité de devenir propriétaire est plus élevée dans ces régions que partout ailleurs. Cela signifie forcément que, pour un coefficient de revenu donné, l'augmentation en pourcentage de la probabilité, qui est consécutive à une augmentation en pourcentage du revenu, est plus faible dans ces régions[5]. Comme l'indique la deuxième colonne du tableau 6.1, le rapport élevé constaté dans les régions très urbanisées n'est pas une simple dérivée de la définition de l'élasticité. Au Nouveau-Brunswick, par exemple, l'effet d'une hausse de $1,000 du revenu du ménage sur la probabilité d'accession à la propriété est imperceptible dans les régions rurales non agricoles, alors qu'il est de 2.3 points de pourcentage dans les

---

Voir note(s) à la page 180.

TABLEAU 6.1. Élasticité-revenu de la probabilité d'accession à la propriété: spécification logit selon la région, 1971

Région	Élasticité		Coefficient du revenu (en milliers de dollars) x 25[2]	Revenu auquel la probabilité d'accession à la propriété est de 0.61[3]	Proportion de propriétaires
				$	
RMR de Toronto	.40	(.10)	2.16	14,000	.55
RMR de Montréal	.56	(.11)	2.26	21,600	.35
Urbaine de 30,000 et plus					
Terre-Neuve	.27	(.06)	1.84	9,700	.61
Nouvelle-Écosse	.45	(.11)	2.39	14,100	.51
Nouveau-Brunswick	.51	(.11)	2.98	11,700	.52
Québec	.56	(.11)	2.31	20,900	.36
Ontario	.38	(.10)	2.20	12,400	.57
Manitoba	.43	(.12)	2.92	9,500	.59
Saskatchewan	.47	(.14)	3.64	8,100	.60
Alberta	.49	(.14)	2.93	11,400	.56
Colombie-Britannique	.42	(.12)	2.67	10,700	.57
Canada	.45	(.11)	2.39	14,300	.51
Urbaine de moins de 30,000					
Terre-Neuve	-.09	(.01)	-1.02	-	.77
Nouvelle-Écosse	.18	(.04)	2.01	900	.72
Nouveau-Brunswick	.23	(.05)	2.30	3,500	.69
Québec	.30	(.06)	2.12	8,700	.60
Ontario	.19	(.05)	1.77	3,100	.70
Manitoba	.13	(.02)	1.00	5,800	.64
Saskatchewan	.17	(.03)	1.59	2,400	.68
Alberta	.17	(.03)	1.42	3,200	.68
Colombie-Britannique	.23	(.06)	1.97	4,600	.68
Canada	.20	(.04)	1.73	4,500	.67
Rurale non agricole					
Terre-Neuve	-.01	(.00)	-.03	-	.93
Nouvelle-Écosse	.04	(.01)	0.92	-	.87
Nouveau-Brunswick	.00	(.00)	0.07	-	.87
Québec	.04	(.00)	0.44	-	.76
Ontario	.09	(.02)	1.21	-	.79
Manitoba	-.11	(.02)	-1.15	-	.77
Saskatchewan	-.04	(.00)	-0.48	-	.77
Alberta	-.01	(.00)	-0.09	-	.71
Colombie-Britannique	.11	(.07)	1.20	-	.75
Canada	.04	(.00)	.46	-	.79

[1] L'élasticité relative à chaque région est calculée selon un revenu moyen du ménage de $9,391 pour le Canada. Les chiffres entre parenthèses qui suivent ceux de l'élasticité représentent le pseudo R^2 défini au tableau 5.1.

[2] Tous les coefficients de revenu pour les RMR et les régions urbaines sont significatifs à 1 %, sauf dans les petites régions urbaines de Terre-Neuve et du Manitoba où ils sont significatifs à 5 %. Pour ce qui est des régions rurales, ce n'est qu'en Ontario, au Manitoba, en Colombie-Britannique et dans l'ensemble du Canada que les coefficients de revenu sont significatifs à 5 %. Le coefficient du revenu multiplié par 25, exprimé en points de pourcentage, indique la première dérivée de la probabilité d'accession à la propriété en fonction du revenu (en milliers de dollars), à un niveau de probabilité de 0.5.

[3] Le chiffre de 0.61 représente la proportion de propriétaires dans l'ensemble du Canada. Dans cette colonne, les tirets indiquent une probabilité d'accession à la propriété de 0.61 ou plus lorsque le revenu est nul.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

petites agglomérations urbaines et de trois points de pourcentage dans les grandes. L'effet de l'élévation du degré d'urbanisation est encore plus prononcé dans les provinces des Prairies. On peut donc conclure que de faibles revenus, dans les régions rurales non agricoles, ne sont pas un obstacle à la propriété et que, par conséquent, une augmentation du revenu n'a quasiment aucun effet. Il en va de même, dans une moindre mesure, dans les petites agglomérations urbaines.

Ce point est mis en évidence lorsque le niveau du revenu est calculé en fonction d'un taux de probabilité d'accession à la propriété de 0.61, qui est la proportion de propriétaires pour l'ensemble du Canada. Dans les régions rurales non agricoles, ce niveau de revenu est de zéro et dans les petites agglomérations urbaines, à l'exception du Québec, il est bien en-dessous du seuil de pauvreté (voir page 14, bulletin SF-3, Recensement du Canada de 1971), tandis qu'il est de loin supérieur à la moyenne dans les grandes agglomérations urbaines. On peut en déduire que, si le fait d'être propriétaire présente d'importants avantages économiques, seuls les ménages à faible revenu vivant dans des régions peu urbanisées peuvent en jouir.

6.2. Propriété au Québec

Un fait qui nous a particulièrement frappés et qui mérite d'être mentionné est la très faible proportion de propriétaires au Québec, alliée à une relation assez forte entre la propriété et le revenu. Nous avons déjà mentionné que la faible proportion de propriétaires dans les régions très urbanisées pouvait être attribuable au prix très élevé du logement et à l'insuffisance de maisons de qualité inférieure. Il est évident que cette explication ne vaut pas dans le cas du Québec, puisque le prix des maisons y est moins élevé que dans toute autre province (voir le tableau 4.2). L'explication la plus plausible de ce phénomène est que la population francophone du Québec accorde moins d'importance à l'acquisition d'une maison. Il est toutefois difficile de déterminer si le faible taux de propriétaires au Québec est simplement une conséquence des tendances passées perpétuées par le stock immobilier actuel. En particulier, le petit nombre de propriétaires au Québec a été associé depuis de nombreuses décennies au logement type qu'on y trouve, à savoir, les duplex et les triplex. Le fait que ce genre de logement constitue une grande partie du parc immobilier empêche que des changements radicaux se produisent dans ce domaine. Prenons, par exemple, un parc immobilier composé uniquement de duplex et de triplex. Si chacun de ces logements n'était occupé que par un seul ménage propriétaire, le taux maximum de propriétaires tomberait à moins de 50 %. Le principal

obstacle à l'augmentation du taux de propriétaires sont les frais liés à la conversion d'immeubles à deux ou trois logements en logements en copropriété.

La relation plutôt forte entre la propriété et le revenu a, au Québec, un effet tout à fait inverse de celui auquel on pourrait s'attendre si l'on utilisait comme modèle (Struyk 1976) la situation des Noirs aux États-Unis et l'appliquait au Québec. Dans le cas des Noirs des É.-U. dont le taux de propriétaires est, comme au Québec, peu élevé, le faible rapport entre le revenu et la propriété peut probablement être expliqué par l'insuffisance de logements de bonne qualité à acheter. Certaines données fournies au chapitre 4 indiquent qu'au Québec la situation est presque l'inverse; on y trouve en abondance des logements convenables à louer de sorte que les ménages à faible revenu ou à revenu moyen ne sont pas particulièrement portés à devenir propriétaires. Par ailleurs, il y est plus difficile de trouver un logement de qualité supérieure, à moins d'en devenir propriétaire, ce qui peut expliquer l'élasticité marquée de la propriété par rapport aux fluctuations du revenu.

6.3. Âge et accession à la propriété

Dans cette section, nous étudions la deuxième variable fondamentale influant sur l'accession à la propriété, c'est-à-dire l'âge. On peut voir au tableau 6.2 que la proportion de propriétaires s'accroît de façon sensible avec l'âge du chef de ménage. Dans les régions rurales, cette tendance persiste jusqu'à l'âge le plus avancé, tandis que dans les régions urbaines, cette proportion atteint son sommet dans le groupe d'âge où le revenu est le plus élevé, puis elle diminue. L'augmentation en points du taux de propriétaires, consécutive à une hausse donnée du revenu, suit à peu près la même courbe d'âge (tableau 6.2 et graphique 6.1). Dans les grandes agglomérations urbaines, alors qu'une augmentation de $1,000 du revenu accroît la probabilité d'accession à la propriété de seulement 2.1 % lorsque le chef de ménage est âgé de 25 à 29 ans, cette augmentation est de 3.3 % dans la cas d'un chef âgé de 35 à 44 ans, puis tombe à 1.3 % quand le chef a plus de 65 ans. Ce fait est partiellement attribuable aux facteur de mobilité et à la courbe évolutive du revenu. Les jeunes ménages sont portés à se déplacer fréquemment et, dans ces circonstances, il leur est souvent peu avantageux d'acquérir une maison compte tenu du coût très élevé des opérations immobilières, de sorte que ces ménages sont peu enclins à profiter d'une augmentation de revenu pour devenir propriétaires.

TABLEAU 6.2. Élasticité-revenu de la probabilité d'accession à la propriété selon l'âge du chef et la région, 1971: spécification logit

Région	Âge du chef						
	15-24	25-29	30-34	35-44	45-54	55-64	65+
				Élasticité[1]			
RMR de Toronto	1.15 (.08)	.65 (.06)	.51 (.11)	.40 (.11)	.24 (.07)	.24 (.08)	.25 (.07)
RMR de Montréal	.59 (.01)	.58 (.03)	.70 (.09)	.59 (.12)	.59 (.15)	.33 (.07)	.25 (.04)
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	.81 (.04)	.62 (.05)	.56 (.09)	.52 (.14)	.41 (.13)	.26 (.07)	.20 (.04)
Urbaine moins de 30,000	.38 (.01)	.50 (.05)	.34 (.05)	.22 (.06)	.18 (.06)	.13 (.04)	.13 (.03)
Rurale non agricole	.10 (.00)	.18 (.01)	.06 (.00)	.06 (.01)	.04 (.01)	.01 (.00)	.06 (.01)
Rurale agricole	.02 (.00)	-.00 (.00)	-.02 (.01)	-.01 (.00)	-.01 (.00)	.00 (.00)	-.01 (.01)
			Coefficient du revenu (en milliers de dollars) fois 25[2]				
RMR de Toronto	3.25	2.23	2.43	2.75	1.88	1.65	1.78
RMR de Montréal	1.63	1.83	2.75	2.75	2.75	1.53	1.10
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	2.35	2.13	2.75	3.25	2.75	1.68	1.30
Urbaine moins de 30,000	1.25	2.30	2.15	2.20	2.25	1.80	1.90
Rurale non agricole	4.50	1.25	0.55	0.85	0.68	0.15	1.73
Rurale agricole	0.19	-0.01	-0.48	-0.17	-0.28	0.13	-0.65
		Revenu auquel la probabilité d'accession à la propriété est de 0.61[3]					
RMR de Toronto	32,400	28,600	16,500	9,800	7,100	9,400	8,800
RMR de Montréal	63,900	39,600	22,100	16,900	16,900	22,400	30,500
Canada							
Urbaine de 30,000 et plus	39,200	28,800	16,000	10,400	10,100	10,800	11,600
Urbaine moins de 30,000	45,900	18,000	10,600	3,100	100	–	–
Rurale non agricole	46,600	–	–	–	–	–	–
Rurale agricole	–	–	–	–	–	–	–
			Proportion de propriétaires				
RMR de Toronto	.07	.25	.49	.66	.71	.65	.59
RMR de Montréal	.04	.15	.30	.44	.46	.43	.37
Canada							
Urbaine de 30,000 et plus	.08	.24	.46	.61	.64	.61	.55
Urbaine moins de 30,000	.18	.40	.58	.74	.79	.79	.76
Rurale non agricole	.43	.59	.70	.81	.85	.87	.87
Rurale agricole	.66	.81	.89	.93	.95	.96	.96

[1] L'élasticité relative à chaque région et à chaque âge est calculée selon un revenu moyen du ménage de $9,931 pour le Canada. Les chiffres entre parenthèses qui suivent ceux de l'élasticité représentent le pseudo R^2 défini au tableau 5.1.

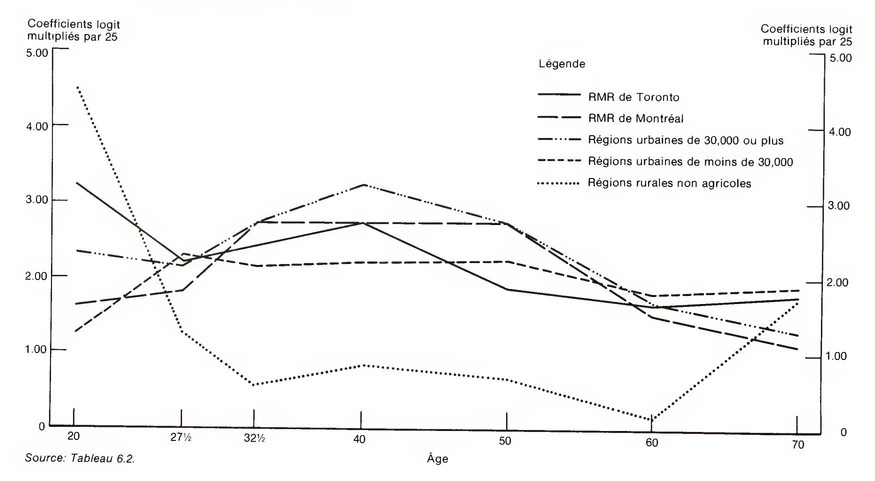
[2] Le coefficient du revenu multiplié par 25 indique, en points de pourcentage, la première dérivée de la probabilité d'accession à la propriété en fonction du revenu, à un niveau de probabilité de 0.5. Les coefficients du revenu sont significatifs à 1 %, exception faite des cas suivants: les coefficients du groupe d'âge 15-24 ans, sauf ceux de Toronto et des régions urbaines de 30,000 habitants et plus du Canada; les coefficients des régions rurales non agricoles, sauf ceux des groupes d'âge 25-29 ans, 35-44 ans et 65 ans et plus.

[3] Le chiffre 0.61 représente la proportion de propriétaires dans l'ensemble du Canada. Les tirets indiquent une probabilité d'accession à la propriété de 0.61 ou plus lorsque le revenu est nul.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

Graphique 6.1

Incidence du revenu sur la probabilité d'accession à la propriété selon l'âge du chef de ménage et la région



Source: Tableau 6.2.

Il est intéressant de noter que, dans les petites agglomérations urbaines et les régions rurales non agricoles, l'incidence d'une augmentation du revenu de $1,000 est plus forte pour l'un des deux groupes d'âge les plus jeunes que pour tout autre groupe d'âge. C'est tout à fait l'inverse de la situation observée dans les grandes agglomérations urbaines. La raison en est peut-être que les ménages ruraux ne prévoient pas déménager. Il semble toutefois plus plausible d'invoquer des raisons économiques. Dans les régions rurales, les prix sont tellement peu élevés par rapport à ceux des autres régions que n'importe quelle augmentation du revenu peut placer un jeune ménage à un niveau lui permettant d'acquérir une maison. Cela veut simplement dire que dans ces régions, comme ailleurs, le revenu des jeunes ménages est moins élevé que celui des ménages plus âgés mais, comme les prix y sont bas, ce revenu est suffisant pour leur permettre d'accéder à la propriété. La tendance vers la propriété peut également s'amplifier dans les régions où le parc de logements à louer s'amenuise. Il est de plus possible que, dans les régions rurales, les jeunes ménages soient plus enclins qu'ailleurs à affecter une grande partie de leur revenu à l'épargne forcée que représente l'achat d'une maison, compte tenu du fait qu'ils n'ont pas à leur portée les mêmes occasions de dépenser de l'argent que les résidents urbains. Les restaurants luxueux y sont rares, sans parler des spectacles et autres divertissements.

On peut en déduire que, pour les ménages d'âge moyen dans les grandes régions urbaines, la forte relation entre la propriété et le revenu est imputable en grande partie au fait qu'ils attendent pour acheter parce que les prix sont élevés. Dans ces régions, de nombreux ménages doivent atteindre un niveau assez élevé de la courbe évolutive de leur revenu avant qu'une augmentation de $1,000 leur donne les moyens d'accéder à la propriété. L'épargne forcée que représente l'achat d'une maison peut également leur sembler un bon moyen de se préparer à la retraite.

À noter que dans toutes les régions ce modèle de revenu permet de mieux calculer les variations des probabilités moyennes dans le cas des ménages d'âge avancé que dans celui des autres. Cela est démontré par les valeurs du "pseudo R^2" qui indique de façon approximative dans quelle mesure le modèle réussit à déterminer si un ménage est propriétaire ou non, comparativement à un calcul hypothétique selon lequel tous les ménages ont la même probabilité de devenir propriétaires[6]. Il semble

---

Voir note(s) à la page 180.

probable que le revenu soit une variable relativement valable dans le cas des ménages d'âge moyen, étant donné que leur revenu est plus ou moins assuré et peut être considéré comme une garantie suffisante pour l'engagement à long terme qu'est l'achat d'une maison. À noter que le revenu utilisé dans ce modèle simple est le revenu réel des ménages en 1970, plutôt qu'une mesure du revenu permanent. Toutefois, même une mesure du revenu permanent comme celle qu'utilise Carliner (1974), c.-à-d. une moyenne pondérée du revenu des quatre dernières années, ne pourrait saisir adéquatement l'effet des fluctuations de revenu sur le comportement des jeunes ménages. Même si son revenu est élevé, un ménage peut reculer devant l'achat d'une maison s'il y a risque de chômage ou lorsque le chef prévoit laisser temporairement son travail pour retourner aux études, à moins qu'il n'ait accumulé suffisamment d'avoir en prévision d'une telle situation. Les jeunes ménages présentent une forte probabilité de chômage et leur valeur nette est faible; en conséquence, les jeunes ménages prudents seront portés à ne pas devenir propriétaires, même s'ils jouissant d'un revenu élevé. Et s'ils essayent malgré tout d'acheter une maison, il est probable que les prêteurs hésiteront à leur avancer les fonds nécessaires.

Les lacunes que présente cette explication est le fait qu'à Toronto et dans les grandes agglomérations urbaines, les très jeunes ménages, ceux dont le chef est âgé de 24 ans ou moins, présentent une plus forte propension à devenir propriétaires par rapport à leur revenu que le groupe d'âge suivant. Ce phénomène ne semble pas être le résultat de quelques anomalies dans l'échantillon. Les résultats de l'analyse que Li a effectuée en appliquant le modèle logit aux données du recensement de 1970 à Boston et à Baltimore (1977, tableau IV.C) démontrent que le comportement de ces groupes d'âge est très semblable. Comme le groupe d'âge le plus jeune n'inclut qu'un petit nombre de chefs de ménage qui ont fait des études à l'université ou qui ont un diplôme universitaire, il est probable qu'un assez grand nombre d'entre eux travaillent depuis quelque temps. Nous pouvons donc présumer que ces chefs de ménage considèrent que leur revenu courant est plus assuré que celui des chefs un peu plus âgés qui travaillent depuis moins longtemps[7].

Il s'agit là de faits observés dans quelques villes des États-Unis. Il est intéressant de souligner que les résultats de nos observations présentent quelques différences, bien que, dans l'ensemble, ils soient semblables à ceux des études faites aux É.-U. (Carliner, 1974; Struyk, 1976). Le taux de propriétaires est, au Canada, beaucoup moins élevé que dans des villes comparables des É.-U. et l'écart

---

Voir note(s) à la page 180.

entre les régions rurales et urbaines est aussi beaucoup plus grand. Il est probable que ces différences soient liées aux différentes structures de prix que l'on trouve dans ces deux pays.

La courbe de l'élasticité de l'accession à la propriété par rapport au revenu et à l'âge est au Canada assez semblable à celle que l'on trouve dans l'étude de Struyk portant sur St. Louis (1976). Il a trouvé qu'à un niveau de revenu de $8,000 (1969), l'élasticité de la probabilité d'accession à la propriété tombait de 1.19 pour les familles dont les deux conjoints sont âgés de moins de 30 ans, à 0.141 pour les familles dont le chef a plus de 65 ans. Ces résultats ont été obtenus au moyen de l'estimation par la méthode des MCO du modèle de probabilité linéaire et sont très proches de ceux que nous avons obtenus (ces résultats ne figurent pas au tableau 6.2) en appliquant la même méthode. Néanmoins, comme l'indique le tableau 6.2, le modèle logit produit une réduction beaucoup moins marquée de l'élasticité du revenu par rapport à l'accroissement de l'âge.

6.4. Composantes du revenu et du patrimoine, composition du ménage et propriété

L'application du modèle de la décision d'accession à la propriété a permis de faire quelques comparaisons générales très utiles. L'étude des autres questions exige l'utilisation d'un modèle plus complexe. Un tel modèle est appliqué dans cette section à deux marchés, soit les RMR de Toronto et de Montréal. On peut voir au tableau 6.1 que les taux de propriétaires de ces deux régions présentent des différences marquées. En conséquence, lorsque les résultats des deux villes sont similaires, on peut présumer avec confiance qu'ils ne sont pas particuliers à ces deux seules régions.

Les variables du modèle plus complexe peuvent être réparties en trois catégories générales: les composantes du revenu et les caractéristiques du chef de ménage étroitement liées à la courbe évolutive du revenu; les variables de la composition du ménage; et l'instruction. Les variables de la composition du ménage sont très importantes parce que l'on suppose que les goûts en matière de propriété varient dans la vie d'une personne. L'instruction influe sur les goûts à tous les stades du cycle de vie. On peut, bien sûr, prétendre que les variables des "goûts" peuvent aussi bien être des variables des contraintes budgétaires. L'instruction a, par

exemple, un effet sur le comportement de la population active. Les résultats de notre estimation ne donnent pas de réponse au sujet du rôle que joue l'instruction dans la décision d'accéder à la propriété, mais ils fournissent quelques indications utiles.

6.4.1. Composition du ménage et propriété

Dans le chapitre précédent, nous n'avons abordé la question des stades du cycle de la vie que de façon très rudimentaire. Maintenant qu'il ne s'agit plus de particuliers mais de ménages, il est utile d'approfondir ce sujet. Nous le faisons en observant les principaux traits du modèle du cycle de la vie, tout en considérant l'âge comme une variable continue. Autrement dit, nous séparons les ménages mariés de ceux qui ne le sont pas et nous supposons que l'âge produit un effet différent sur chaque catégorie de ménage.

Les résultats révèlent que les jeunes ménages mariés sont beaucoup plus portés à devenir propriétaires que ceux qui ne sont pas mariés. Il est également vrai que, dans le cas des jeunes ménages mariés, la probabilité d'être propriétaire augmente avec l'âge. Ainsi, à Toronto, lorsque l'âge du chef de ménage passe de 25 à 26 ans, sa probabilité de devenir propriétaire s'accroît de 2.2 points de pourcentage s'il est marié, mais de seulement 0.8 point de pourcentage s'il ne l'est pas[8]. L'aspect très différent que prennent les tendances de l'accession à la propriété à un âge plus avancé est quelque peu difficile à expliquer. La probabilité qu'un ménage marié devienne propriétaire diminue passé 62 ans à Toronto et passé 64 ans à Montréal[9]. Cela laisse à penser que la régression des probabilités non ajustées d'accession à la propriété, qui est observée après le sommet du groupe 45-54 ans (tableau 6.2) est, en grande partie, une conséquence du départ des enfants du foyer familial. Les évaluations paramétriques de l'âge des ménages non mariés ne présentent une baisse que passé 78 ans à Toronto et 88 à Montréal, ce qui confirme l'opinion que la baisse plus hâtive des probabilités chez les ménages mariés n'est pas liée uniquement à l'âge[10]. Cette diminution n'apparaît généralement pas dans les études effectuées aux É.-U. (Carliner, 1974; Kain et Quigley, 1975; Morgan, 1965), bien que Li ait constaté une certaine baisse chez les familles à revenu élevé (1977). Aux États-Unis, il y a de sérieuses raisons pour lesquelles on choisit de ne pas effectuer d'ajustement du revenu en vendant sa propriété, entre autres, le fait que les taxes

---

Voir note(s) à la page 180.

foncières municipales et les intérêts hypothécaires sont déductibles de l'impôt fédéral, tandis que les gains en capital provenant de la vente d'une maison sont imposables à moins que le vendeur ne les réinvestisse rapidement dans un autre logement destiné à son propre usage. La valeur de t très élevée du terme quadratique de l'âge et la similarité des résultats obtenus dans les deux villes confirment de façon non équivoque l'hypothèse émise concernant l'incidence de l'impôt sur les gains en capital aux États-Unis.

Dans notre modèle du cycle de la vie, nous faisons également une distinction entre les ménages ayant des enfants en bas âge et les autres ménages mariés. À Montréal et à Toronto, la seule présence d'enfants âgés de moins de six ans a peu d'effet sur la probabilité d'accession à la propriété, ce qui n'est pas surprenant. Il serait illogique qu'un ménage se décide à acheter une maison pour cette simple raison, puisque les enfants ne demeurent pas assez longtemps en bas âge pour justifier l'engagement à long terme qu'est l'acquisition d'une propriété. Par contre, le nombre d'enfants de moins de 18 ans dans un ménage, qui constitue une variable à long terme, a une grande incidence sur la probabilité d'accession à la propriété. À Toronto, chaque enfant supplémentaire ajoute près de 7.6 points de pourcentage à cette probabilité. À Montréal, cette augmentation est d'environ 4.7 points de pourcentage[11]. Dans les deux cas, la valeur de t est très élevée (11.0 à Toronto). Plus le nombre d'enfants est important, plus grand est le besoin d'un logement spacieux, difficile à trouver autrement que par l'achat. De tels logements sont en réalité beaucoup plus faciles à trouver à Montréal qu'à Toronto, ce qui explique pour quelle raison le nombre d'enfants y a moins d'importance.

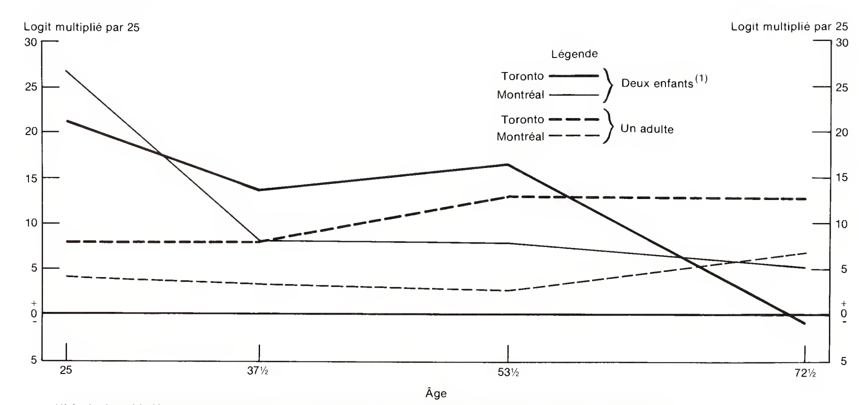
Le nombre d'adultes dans le ménage a aussi une grande incidence sur la propriété. De fait, les deux variables de la taille du ménage sont, avec l'âge et le revenu, les principales variables qui expliquent la propriété quant à son importance quantitative (mesurée, par exemple, à l'aide du coefficient beta) et à la valeur de t. Ce nombre a toutefois beaucoup moins d'importance que le nombre d'enfants. En effet, la valeur de t de ce nombre est beaucoup plus faible et son importance quantitative, mesurée par l'effet approximatif produit par le changement d'un écart type (tableau 6.3) de cette variable est également moindre, particulièrement à Toronto. Certes, les ménages composés de plusieurs adultes peuvent se permettre d'habiter des

---

Voir note(s) à la page 180.

Graphique 6.2

Incidence de deux enfants et d'un adulte sur la propriété, RMR de Montréal et de Toronto



(1) Le logit multiplié par 25 s'applique s'il y a deux enfants, dont un au moins est âgé de moins de six ans, lorsque le chef de ménage appartient à l'un des deux groupes d'âge les plus jeunes; s'il s'agit de chefs de ménage âgés, aucun des deux enfants n'a moins de six ans.

Source: Tableau 6.8.

TABLEAU 6.3. Moyennes et écarts types des variables des ménages, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	RMR de Toronto		RMR de Montréal	
	Moyenne ou proportion[1]	Écart type	Moyenne ou proportion[1]	Écart type
Propriétaire	.550	.497	.353	.478
Chef de sexe féminin				
Célibataire	.053	.225	.069	.253
Non célibataire	.125	.330	.119	.323
Chef de sexe masculin				
Non marié	.087	.282	.108	.310
Âge, chef non marié	50.079	19.070	47.642	17.903
Age, chef marié	43.705	13.931	43.546	13.961
Chef marié, enfants moins de 6 ans présents	.224	.417	.219	.414
Nombre d'enfants	1.073	1.363	1.106	1.427
Nombre d'adultes	2.240	.969	2.196	.924
Chef de sexe masculin retraité[2]	.045	.207	.049	.215
Chef en chômage[3]	.028	.165	.037	.189
Années de scolarité du chef	10.629	3.683	9.702	3.834
Présence de plus d'un soutien	.547	.498	.428	.495
Chef travailleur autonome	.079	.269	.076	.265
Revenu mesuré ($)	11,789	8,799	9,788	7,547
Revenu transitoire imprévu ($)	- 365	7,545	315	6,479
Revenu transitoire prévu ($)	-2,322	6,678	-2,893	5,729
Revenu permanent ($)	14,111	9,187	12,680	7,943
Valeur nette d'option ($)	19,286	17,977	14,916	14,285

[1]Lorsque le chiffre est inférieur à un, il s'agit de la proportion de ménages possédant la caractéristique donnée.

[2]Hommes âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[3]Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

immeubles en hauteur, ce que les familles nombreuses cherchent à éviter. Cependant, plus il y a d'adultes dans un ménage, plus il leur faut d'espace. De plus, l'accroissement du nombre d'adultes entraîne des économies d'échelle pour ce qui est de la tenu du ménage et des travaux d'entretien dont un propriétaire doit s'occuper. Les tâches, comme la tonte du gazon ou la surveillance des peintres et des réparateurs, peuvent être partagées. À Montréal, un nombre considérable de logements habités par leur propriétaire sont des duplex ou des triplex et nous remarquons que la présence d'un adulte de plus n'y augmente la probabilité d'accession à la propriété que d'environ 3.3 points de pourcentage, contre environ 10.1 points de pourcentage à Toronto. Il est toutefois probable qu'avec l'augmentation importante, depuis 1971, du nombre de logements en copropriété à Toronto, le nombre d'adultes y ait beaucoup moins d'effet sur la propriété qu'il n'est indiqué dans la présente étude.

6.4.2. Revenu, patrimoine et propriété

Presque toutes les autres variables dans notre modèle se rapportent au revenu et au patrimoine du ménage. Il s'agit, dans la première spécification, du revenu mesuré. Dans la spécification suivante, on y trouve le revenu permanent, estimé à 5 % du flux actualisé du revenu prévu dans l'avenir puis le revenu transitoire prévu, soit le revenu prévu en 1970 moins le revenu permanent et le revenu transitoire imprévu, soit le revenu de 1970 mesuré moins le revenu prévu en 1970. La valeur nette d'option, qui est une variable analogue au revenu permanent, est également incluse dans cette deuxième spécification. La définition et l'estimation de ces variables sont précisées aux chapitres 2 et 3. Comme l'indique le tableau 6.3, le revenu permanent moyen à Toronto est de $14,111, par opposition au revenu mesuré moyen qui est de $11,789; les valeurs pour Montréal sont quelque peu plus faibles. La valeur moyenne nette d'option est de $19,286 à Toronto et de $14,916 à Montréal. À noter, à ce propos, que l'âge moyen des chefs de ménage mariés est de 44 ans dans les deux villes.

Il faut souligner ici que le revenu permanent est basé sur les caractéristiques du chef de ménage. Le revenu permanent estimé du chef de ménage est pondéré de façon à ce que le rapport entre le revenu moyen du ménage et celui du chef soit le même tant pour le revenu permanent que pour le revenu mesuré. Cela veut dire qu'une variation de l'importance du revenu des soutiens supplémentaires se réflète dans la variation de l'importance du revenu transitoire imprévu.

Les résultats de ces calculs figurent au tableau 6.4. L'effet estimé du revenu mesuré (première spécification) est remarquablement similaire à Toronto et à Montréal: en 1970, une augmentation de $5,000 ajoute moins que sept à huit points de pourcentage à la probabilité d'accession à la propriété, tant à Toronto qu'à Montréal. C'est une élasticité beaucoup plus faible que celle observée dans les études effectuées aux É.-U. (Li, 1977, tableau I). De plus, si l'on compare ces résultats avec les chiffres du tableau 6.1, on constate que l'intervention d'autres variables réduit sensiblement l'effet estimé du revenu.

Les résultats de l'application de la deuxième spécification sont aussi très remarquables. La valeur nette d'option a peu de signification statistique dans les deux RMR. Il est peu surprenant que la valeur de t soit faible, compte tenu de la colinéarité existant entre ces variables[12]. De même, la valeur nette, mesurée en fonction de l'amplitude de son effet, est également sans importance: un changement d'un écart type unité de la valeur nette d'option augmente la probabilité d'accession à la propriété d'environ 0.3 point de pourcentage à Toronto et la réduit d'environ 2.5 points de pourcentage à Montréal, en regard de 13.1 et 11.8 points de pourcentage respectivement lorsqu'il y a un changement d'un écart type unité dans le revenu du ménage.

Une valeur nette a priori est généralement considérée comme ayant une grande importance dans la décision de devenir propriétaire. En effet, si l'on s'en tient strictement aux principes de la néo-économie, la décision de devenir propriétaire n'est à proprement parler qu'une décision visant la répartition de la valeur nette. Même les économistes qui admettent l'importance du logement habité par son propriétaire lorsqu'il s'agit de déterminer la nature des services consommés dans le cas, par exemple, où il est pratiquement impossible de louer une maison individuelle de qualité supérieure, insistent sur l'importance de la valeur nette. Ainsi, Bossons déclare dans un ouvrage très spécialisé (1973)

> "... que la probabilité d'accession à la propriété devrait être fortement accrue, dans une certaine mesure, par une augmentation de l'actif ou du patrimoine (c.-à-d. de la valeur nette). Le revenu autre que l'actif immobilisé (par exemple, le revenu de l'emploi) devrait avoir un effet positif, mais compte tenu de sa variabilité, son incidence a moins de portée que celle de l'actif immobilisé ou du patrimoine" - traduction libre. (Les parenthèses sont de l'auteur de la présente étude.)

Voir note(s) à la page 180.

L'actif immobilisé comprend ici la valeur immobilière du logement occupé par le propriétaire et exclut les éléments d'actif tels que l'épargne que représente le fonds de pension. À l'encontre de l'hypothèse de Bossons, nos observations ont révélé que le revenu de l'emploi et d'autres revenus comme le revenu du ménage, ont beaucoup plus d'importance que la valeur nette d'option.

Les arguments présentés par Bossons à l'appui de son hypothèse sont en contradiction prononcée avec les nôtres. Selon lui, l'actif a une signification statistique beaucoup plus grande que le revenu dans la décision de devenir propriétaire. Néanmoins, on observe dans un autre de ses modèles que le patrimoine (l'actif moins les dettes) n'a pas beaucoup plus d'importance que le revenu. En outre, Bossons ne fournit pas de données qui permettent d'évaluer l'importance quantitative de l'effet de la valeur nette par rapport à celle du revenu. Ces renseignements se trouvent, par contre, dans une étude faite par Birnbaum et Weston (1974). Leurs observations portent sur une augmentation de la valeur moyenne nette d'une tranche de revenu de $5,000 - $7,500 qui passe à $10,000 - $15,000 et sur une augmentation de même importance du revenu moyen. Selon les coefficients de leur modèle d'accession à la propriété, cette augmentation de la valeur nette ($24,180) augmente la probabilité d'accession à la propriété de 3.9 % tandis que cette augmentation du revenu ($5,983) produit une augmentation de 6 %[13]. Les données de Birnbaum et de Weston confirment clairement notre opinion que le revenu a une plus grande importance quantitative que la valeur nette. Il y a, de plus, une très bonne raison de croire que l'énorme différence que nous trouvons en faveur du revenu est plus pertinente que la petite différence qui ressort de leurs calculs. Cette raison est la nature endogène de leur équation. La valeur immobilière constitue une large part de la valeur nette, alors qu'en fait, elle n'existe que par suite de la décision de devenir propriétaire. Ce n'est que si les prêteurs sur hypothèque n'exigeaient pas de versement initial ni d'amortissement et s'ils acceptaient facilement de refinancer le prêt à 100 % de la valeur lorsque le prix des maisons augmente, que cela ne serait plus vrai[14]. D'autres points de fait confirment l'efficacité du modèle de Bossons: son calcul de l'actif comprend la valeur immobilière brute, sans déduction de la créance hypothécaire. Malgré que les prêteurs n'accordent pas de prêts à 100 %

Voir note(s) à la page 180.

de la valeur du logement et qu'ils en exigent l'amortissement, il n'en demeure pas moins qu'une maison représente la valeur la plus spéculative dans le portefeuille d'un ménage. Par voie de conséquence, la valeur du logement constitue une plus grande part de l'actif que la valeur immobilière l'est de la valeur nette, et la valeur de l'"actif" n'est pas loin de n'être qu'un substitut de la valeur de la propriété.

Compte tenu de l'importance nettement négligeable de la valeur nette dans la décision de devenir propriétaire, il est intéressant de noter que le revenu permanent qui dépend largement de la richesse humaine, est tout aussi significatif du point de vue statistique qu'important du point de vue quantitatif. À Toronto, une augmentation de l'écart type unité du revenu permanent accroît la probabilité d'accession à la propriété de près de 17 points de pourcentage; à Montréal, cette augmentation est d'environ 21 points de pourcentage. Cette observation, à savoir que ce sont les perspectives d'avenir et non la valeur nette accumulée qui ont le plus de poids, n'est peut-être pas aussi surprenante qu'on pourrait le croire. De nos jours l'acquisition d'une maison représente une opération tout aussi spéculative qu'elle l'était dans les années soixante. Un versement initial de 5 % suffisait alors pour obtenir une première hypothèque en vertu de la L.N.H. et il arrivait souvent que cette dernière soit presque entièrement compensée par les prêts consentis par les banques et les caisses d'épargne et de crédit, et par les deuxièmes hypothèques accordées par les marchands d'huile à chauffage et par les constructeurs. Pour obtenir la première hypothèque dont dépendaient tous les prêts subséquents, il fallait toutefois que l'emprunteur convainque le prêteur de sa valeur actuelle et de ces perspectives d'avenir (voir les renvois du chapitre 2)[15]. Même sans tenir compte des exigences des prêteurs sur hypothèque, il était logique que les perspectives d'avenir jouent un grand rôle dans la décision d'acheter une maison. Si aucune augmentation du revenu n'est prévue, le remboursement des prêts hypothécaires risque de devenir onéreux et, compte tenu du coût élevé des transactions liées à la vente d'une maison, l'abandon de l'hypothèque par ce moyen ne présente pas une alternative très avantageuse.

Il est intéressant de noter que l'effet de l'augmentation du revenu permanent est quelque peu plus prononcé à Montréal qu'à Toronto. Il est probable que cela soit imputable à la chute du prix des maisons à Montréal au cours des trois

---

Voir note(s) à la page 130.

années antérieures à 1971. À Toronto, où ces prix sont en hausse, un ménage (ou un prêteur) ne peut pas s'attendre de subir une grande perte, s'il y en a une, s'il décide de se libérer de son engagement. Mais à Montréal, où les prix sont en baisse depuis quelque temps, il est peu probable qu'un gonflement éventuel du prix des maisons puisse suffire à rectifier les erreurs des propriétaires; par conséquent, les prêteurs doivent accorder une importance particulière aux perspectives d'avenir d'un ménage.

Les constatations sur l'incidence de la valeur nette et du revenu permanent nous amènent à parler de l'effet de l'âge sur l'accession à la propriété. D'aucuns prétendent que l'effet puissant de l'âge sur l'accession à la propriété tient principalement à la corrélation de l'âge avec la valeur nette (Morgan, 1965, p. 293). Nos observations réfutent cette hypothèse de façon catégorique. En réalité, l'effet de l'âge, tant chez les ménages mariés que non mariés, est quantitativement beaucoup plus important à Toronto et à Montréal, surtout dans les groupes d'âge les plus jeunes, lorsque le revenu permanent et la valeur nette d'option sont pris en compte. Il faut donc trouver une autre explication à l'effet considérable de l'âge. Entre autres, il y en a deux qui semblent plausibles. La première est que plus le ménage est âgé, plus il est porté à acquérir une maison pour se protéger contre la hausse du prix des logements après sa retraite et ce, quelle que soit la valeur nette d'option. En règle générale, un revenu de retraite représente un montant fixe et la protection qu'il représente est beaucoup plus importante après la retraite qu'avant. La deuxième explication est que l'âge, dans une grande mesure, ne représente que le nombre d'occasions qu'un ménage a de devenir propriétaire et, qu'une fois la maison achetée, il est peu probable qu'il la revende pour redevenir locataire. Dans cette optique, un ménage a l'"occasion" d'acheter quand les conditions de crédit sont particulièrement faciles et que le versement initial, s'il est exigé, est très petit. Une autre "occasion" se présente lorsque, par suite d'une croissance imprévue de son revenu, le ménage dispose d'un revenu transitoire important. Selon Friedman (1957), le revenu transitoire est épargné, et l'épargne sert à l'achat de biens durables tels qu'un logement.

Examinons à présent l'effet simultané de nos deux variables du revenu transitoire. Le revenu transitoire prévu a une signification statistique tant à Toronto qu'à Montréal. Le revenu transitoire imprévu a une très forte signification statistique dans ces deux villes et son importance quantitative est considérable,

quoique dans une moindre mesure que celle du revenu permanent. Il est même surprenant que le revenu transitoire imprévu ait une telle importance, compte tenu du fait que l'acquisition d'une propriété représente un engagement à long terme. Son importance, ainsi que celle du revenu transitoire prévu vient de ce que les prêteurs établissent leurs conditions d'admissibilité au crédit en fonction du rapport service de la dette-revenu basé sur le revenu courant et non sur le revenu permanent. Une autre raison de son importance est l'existence, à Toronto en particulier, de gains en capital non réalisés. Plus le revenu transitoire est élevé, moins on est porté à vendre pour réaliser des gains en capital. Enfin, le revenu transitoire imprévu est important à cause des fonds qu'il procure pour le versement initial. Cette raison ne s'applique qu'au sous-groupe de ménages qui sont propriétaires depuis peu de temps; dans les deux RMR étudiées, environ 19 % des propriétaires occupaient leur logement depuis moins de deux ans (Recensement de 1971, Volume II, tableau 32).

On ne peut aller plus loin dans l'analyse de l'effet du revenu transitoire sans d'abord préciser ce qu'est le revenu "transitoire". Il s'agit en partie du revenu transitoire réel. Il indique également dans quelle mesure un chef de ménage diffère des autres chefs de même sexe, âge, profession et niveau d'instruction. Toutes choses égales par ailleurs, les personnes dont le revenu "transitoire" est élevé sont celles qui ont bien réussi dans leur catégorie socio-économique. Conformément à cette interprétation, le coefficient indique simplement qu'il y a une certaine probabilité que de telles personnes soient propriétaires.

La troisième spécification facilite la comparaison des résultats du présent rapport avec ceux d'autres études. Lorsque l'unique variable du revenu prise en compte est le revenu permanent, on constate que son coefficient est quelque peu plus bas que celui du revenu mesuré. En utilisant une spécification très rudimentaire du revenu permanent, Kain et Quigley ont constaté une baisse beaucoup plus forte du coefficient et une diminution beaucoup plus considérable de la validité de l'ajustement (1975, p. 124 et 141). Les résultats qu'a obtenus Carliner (1974) sont encore plus intéressants. Selon lui, le coefficient du revenu mesuré, tel que ceux indiqués ici, est assez analogue au coefficient du revenu permanent, quoique plus petit (1.18 contre 1.37, dans un modèle linéaire de probabilité). Néanmoins, la variable du revenu permanent qu'il utilise est très différente de la nôtre: il définit le revenu permanent comme étant la moyenne pondérée du revenu courant et de celui des trois années anétrieures.

6.4.3. Incidence des caractéristiques du ménage et de la variabilité du revenu

Nous utilisons dans notre modèle quatre caractéristiques qui indiquent la mesure de la variabilité endémique du revenu du ménage. La première est le "chef en chômage". Il ne s'agit ici que du statut de chômeur qu'avait le chef de ménage durant la semaine précédant le recensement et il ne peut donc y avoir de conséquence directe sur le revenu, puisque le revenu observé est le revenu de 1970, ni sur la propriété, sauf dans le cas d'une toute petite fraction de l'échantillon qui aurait pu vendre ou acquérir un logement au cours de cette semaine. Cette variable est toutefois significative à 1 % et elle a un effet quantitatif considérable puisqu'elle produit une réduction de près de 17 points de poucentage de la probabilité de devenir propriétaire à Toronto et de 15 points de pourcentage à Montréal. Cela démontre clairement qu'il existe un lien étroit entre le chômage courant et le chômage endémique. Certes, nous savons qu'il y a des professions, comme celles des métiers de la construction, où le taux de chômage est très élevé. Cette source de variabilité du revenu est certainement prise en compte dans les conditions d'admissibilité des prêteurs (voir le chapitre 2) où les professions à revenu très variable sont considérées comme des facteurs négatifs.

Une autre caractéristique révélant une variabilité de revenu considérable est le fait qu'il y ait "plus d'un soutien" dans le ménage. Le revenu d'un ménage dont une des sources est le salaire d'un autre membre que le chef est peu stable, par essence. À Toronto et à Montréal, cette caractéristique réduit la probabilité d'accession à la propriété d'environ cinq points de pourcentage. La troisième caractéristique indiquant une variabilité du revenu est l'"emploi autonome", mais dans ce cas, l'impact est positif et très puissant, particulièrement à Montréal. Dans cette catégorie, l'effet de la variabilité du revenu est probablement compensé par l'incidence du revenu de personnes très prospères. Il est également possible qu'un travailleur autonome veuille investir son actif dans l'achat d'une propriété en guise de protection en cas de faillite ou au moment où la variabilité du revenu a un effet positif lorsqu'elle est associée à un niveau de revenu très élevé.

Enfin, les ménages dont le chef est retraité ont, de façon caractéristique, un revenu monétaire très stable et il est probable que la plupart d'entre eux soient propriétaires.

6.4.4. Niveau d'instruction et décision d'accéder à la propriété

La formation scolaire est, dans le modèle, une variable de goût qui n'est pas étroitement liée au cycle de vie du ménage. Si l'on se reporte aux remarques précédentes concernant la rareté de certaines catégories de logement sur le marché de la location, il serait logique de s'attendre que le niveau d'instruction ait un effet positif sur l'accession à la propriété. En fait, à Toronto, cet effet est nettement négatif: quatre années de scolarité supplémentaires réduisent la probabilité d'accession à la propriété d'environ six points de pourcentage. Cet effet négatif s'accroît en outre si l'on ajoute le revenu permanent au modèle (comparer les spécifications un et deux du tableau 6.4).

Ces résultats diffèrent à peine de ceux des études faites aux É.-U. De façon générale, on considère que l'instruction a un effet positif (Kain et Quigley, 1975; Morgan, 1965; Birnbaum et Weston, 1974) mais, de façon tout aussi générale, cet effet est considéré comme négligeable tant du point de vue quantitatif que statistique. Dans l'échantillon de Noirs de Birnbaum et Weston, cet effet est toutefois négatif. Par ailleurs, le revenu des personnes très instruites est beaucoup plus stable que celui des personnes qui le sont moins. Morgan (1965) en fournit des preuves très évidentes. Il indique également d'autres raisons[16] pour lesquelles l'accession à la propriété peut associée à un niveau d'instruction élevé:

> "Il est possible, également, que plus une personne est instruite, plus elle se soucie du confort de sa famille, accorde plus d'importance au logement qu'à d'autres bien de consommation et élabore des plans à long terme. Malgré que les gens s'attendent à être mobiles et qu'il ne leur soit pas nécessaire de s'engager à maintenir à long terme un niveau de vie particulier lorsqu'ils achètent une maison, il ressort nettement que les personnes qui possèdent un niveau d'instruction élevé font des prévisions d'avenir d'assez longue échéance" (1965, p. 295) - traduction libre.

Il est difficile de souscrire à la notion de mobilité de Morgan étant donné que les coûts de transaction font de la propriété une entreprise peu économique si le ménage prévoit déménager dans une période d'environ trois ans, à un moment où le

---

Voir note(s) à la page 180.

TABLEAU 6.4. Estimations des modèles "logit" relatifs à la décision d'accession à la propriété, ensemble des ménages, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	Modèles							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	RMR de Toronto				RMR de Montréal			
	(Coefficients logit multipliés par 25)[1]							
Chef de sexe féminin								
Célibatiare	-46.43[2]	-44.40[2]	-44.51[2]	-43.83[2]	-44.99[2]	-40.85[2]	-41.14[2]	-42.35[2]
Non célibataire	-26.03[2]	-24.21[2]	-25.04[2]	-23.63[2]	-26.81[2]	-22.77[2]	-24.43[2]	-24.17[2]
Chef de sexe masculin								
Non marié	-30.30[2]	-28.74[2]	-27.20[2]	-28.38[2]	-38.23[2]	-35.08[2]	-33.25[2]	-35.85[2]
Chef non marié								
(Âge - 45)	1.78[2]	1.99[2]	2.13[2]	1.97[2]	1.42[2]	1.62[2]	1.85[2]	1.67[2]
(Âge - 45) - au carré	- .029[2]	- .030[2]	- .031[2]	- .030[2]	- .020[2]	- .019[2]	- .020[2]	- .020[2]
Chef marié								
(Âge - 45)	1.33[2]	1.63[2]	1.81[2]	1.61[2]	1.05[2]	1.36[2]	1.62[2]	1.41[2]
(Âge - 45) - au carré	- .049[2]	- .049[2]	- .051[2]	- .048[2]	- .040[2]	- .035[2]	- .038[2]	- .038[2]
Enfants de moins de 6 ans présents	1.57	1.40	.55	1.42	2.28[3]	2.08[3]	1.54	2.03
Nombre d'enfants	7.62[2]	7.60[2]	7.54[2]	7.55[2]	4.82[2]	4.65[2]	5.07[2]	4.79[2]
Nombre d'adultes (-2)	9.79[2]	10.12[2]	13.16[2]	10.16[2]	2.89[2]	3.32[2]	6.05[2]	3.24[2]
Chef de sexe masculin retraité[5]	10.80[2]	10.31[4]	7.92[4]	10.39[4]	8.74[4]	8.24[4]	5.75[3]	8.37[4]
Chef en chômage[6]	-17.40[2]	-16.97[2]	-19.48[2]	-16.86[2]	-16.01[2]	-14.67[2]	-16.46[2]	-14.88[2]
Années de scolarité du chef	- 1.04[2]	- 1.59[2]	- 1.44[2]	- 1.63[2]	.75[2]	- .19	.18	- .068
Présence de plus d'un soutien	- 5.51[2]	- 5.14[2]	- 1.74[3]	- 5.11[2]	- 5.95[2]	- 5.50[2]	- 1.99[3]	- 5.66[2]
Travailleur autonome	11.82	10.01[2]	9.17[2]	9.87[2]	20.21[2]	17.53[2]	17.15[2]	17.76[2]
Revenu mesuré	1.49[2]				1.56[2]			
Revenu transitoire imprévu		1.32[2]				1.37[2]		
Revenu transitoire prévu		1.06[4]				2.08[2]		
Revenu transitoire				1.32[2]				1.38[2]
Revenu permanent		1.87[2]	1.17[2]	1.99[2]		2.69[2]	1.52[2]	2.35[2]
Valeur nette d'option		.016		- .028		- .18[3]		.056
Constante	7.35[4]	6.20[4]	9.96[2]	5.95[4]	-30.49[2]	-33.09[2]	-32.42[2]	-33.15[2]
Pseudo[7] R^2	.376	.378	.365	.378	.279	.279	.266	.283
R^2 habituel[7]	.298	.300	.287	.300	.206	.206	.193	.209
R^2 des MCO[7]	.281	.283	.277	.283	.198	.198	.188	.200
Nombre d'observations	7723	7723	7723	7723	8044	8044	8044	8044

[1] Le coefficient transformé indique, en point de pourcentage, la première dérivée de la probabilité d'accession à la propriété en fonction de la variable, au niveau de probabilité de 0.5.

[2] Significatif à 1 %.

[3] $|t| \geq 1$.

[4] Significatif à 5 %.

[5] Chefs de sexe masculin âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7] Pour obtenir les définitions, voir les renvois 7 à 9 au tableau 5.5.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

prix des maisons n'enregistre qu'une hausse modérée. La réfutation de la théorie de Morgan confirme d'ailleurs nos observations sur l'effet négatif de l'instruction. Cela peut traduire simplement la réticence qu'un groupe relativement mobile éprouve à s'embarrasser d'une propriété.

Il nous reste à expliquer les différences existant entre Montréal et Toronto. L'effet négatif de l'instruction est beaucoup moindre à Montréal qu'à Toronto. Il est plausible que ce soit le résultat d'une interaction du prix des maisons. En 1971, le prix des maisons à Toronto était très élevé par rapport à celui à Montréal et aux États-Unis, bien que, comparativement, les loyers n'y étaient pas tellement plus élevés (voir le chapitre 4). Dans ces circonstances, les ménages ayant un besoin urgent de se loger mais voulant y consacrer un montant limité de leur revenu disponible opteraient pour la location plutôt que pour l'achat. Ainsi, il se peut qu'un diplômé d'université préfère louer un "town house" luxueux plutôt qu'acquérir une habitation rudimentaire, alors qu'un commerçant ayant le même revenu opte pour l'achat.

6.5. Décisions relatives à l'achat et à la vente

Certains auteurs (Kain et Quigley, 1975; King, 1972) prétendent que l'analyse doit porter sur la décision d'acquisition et non sur la décision d'accession à la propriété. Autrement dit, nous devons examiner la décision en fonction du flux et non en fonction du stock. Cette théorie est basée sur la supposition que, strictement parlant, les propriétaires ne sont pas en situation d'équilibre. Par exemple, il se peut qu'un couple âgé propriétaire ne choisisse pas effectivement d'être propriétaire, mais hésite plutôt à vendre en raison des coûts de transaction ou par inertie. Dans ce cas, la décision observée est celle relative à l'équilibre obtenu par le mode d'occupation et non la décision de "ne pas être propriétaire".

Par voie de conséquence, il est devenu d'usage de limiter l'analyse aux personnes ayant déménagé, sous prétexte que ce groupe n'inclut que des personnes qui ont pris récemment une décision effective. Malheureusement, cette théorie est basée sur la supposition improbable que les personnes déménagent seulement pour des raisons qui n'ont aucun lien avec la décision d'accéder à la propriété[17]. Il est, bien sûr, évident que nombre d'entre elles déménagent à cause de leur travail ou parce

Voir note(s) à la page 180.

que le logement qu'elles occupent ne leur convient pas (pour des raisons autres que le fait que le logement est loué plutôt que possédé). Néanmoins, certaines personnes doivent déménager quand elles veulent devenir propriétaires pour la simple raison que, pour changer leur mode d'occupation, elles ne peuvent faire autrement que de déménager. La plupart des locataires n'ont pas la faculté d'acheter le logement qu'ils occupent, ce qui était particulièrement vrai avant 1971 alors que la conversion d'immeubles en habitations en copropriété était chose rare. Il devient évident qu'il serait absurde de ne tenir compte que des personnes qui déménagent, si l'on considère qu'il est possible qu'un échantillon soit formé uniquement de personnes qui ont déménagé pour devenir propriétaires.

Selon Struyk (1976) et Straszheim (1975), une autre raison de ne pas considérer uniquement les personnes ayant déménagé est la possibilité que les ménages qui se déplacent à cause de leur travail ne forment pas un échantillon représentatif de la population. Certaines professions, comme la construction et la banque, exigent plus de mobilité de leurs membres que d'autres. Quoi qu'il en soit, la supposition que la décision relative au logement d'une personne qui déménage est liée à une situation d'équilibre (voir le chapitre 2) n'est pas plus admissible que l'hypothèse selon laquelle la décision d'accéder à la propriété l'est également. L'importance du coût des transactions peut créer une situation de déséquilibre dans le cas des personnes qui déménagent aussi bien que dans celui des personnes qui ne déménagent pas. Ainsi, il se peut qu'un jeune couple, forcé de déménager à cause de son travail, décide d'acheter une maison un an avant le temps prévu, simplement pour ne pas devoir déménager deux fois dans la même année.

À notre avis, il ne serait pas approprié d'utiliser un échantillon composé uniquement de personnes ayant déménagé. Cependant, le fait d'examiner séparément les récents acquéreurs de logement permet de mieux comprendre la décision d'accession à la propriété. Dans ce cas, toutefois, le modèle à utiliser est un modèle d'ajustement de stock dans lequel la variable dépendante n'est pas l'achat proprement dit, mais le fait d'acheter n'est pas l'achat proprement dit, mais le fait d'acheter pour la première fois. Un tel modèle se présente comme suit: Considérons le groupe entier de ménages qui, avant juin 1970, étaient locataires, soit

$$DO(t) = f(X1(t), X2(2) \ldots Xk(t)) \qquad (6.1)$$

où DO(t) est un indice de la demande à la fin de t, étant l'année d'accession à la

propriété débutant en juin 1970 et X1(t) ... Xk(t) est le vecteur des caractéristiques figurant au tableau 6.4. Supposons que la demande d'acquisition dépend en partie du changement du DO pendant t. Supposons que cette demande dépend aussi en partie du niveau de l'indice de propriété, compte tenu de la probabilité que de nombreux ménages inclus dans l'échantillon associé à une valeur élevée de l'indice de propriété étaient sur le point de devenir propriétaires pendant (t-1). Le fait qu'un ménage à revenu élevé achète une maison en 1970, 1971 ou 1972 peut, dans une grande mesure, être une question de hasard, tout comme peut l'être le fait qu'une personne achète une bouteille de vin au cours de la semaine 1, 2, 3 ou 4. Ainsi, l'indice de la demande d'accession à la propriété pendant t, DP(t) s'exprime comme suit:

$$DP(t) = a\ (DO(t) - DO(t-1)) + b\ DO(t) \qquad (6.2)$$

ou a et b sont des paramètre inconnus. Si nous utilisons le modèle logit, nous avons

$$\ln \frac{(P(t))}{(1-P(t))} = DP(t)$$

où P(t) est la probabilité d'acheter pendant t.

Il serait utile d'observer quelques implications de (6.2). Cela peut facilement être fait en y introduisant une forme tronquée de (6.1). Cette forme tronquée devient

$$DO(t) = \beta_0 + \beta_1\ M(A-45) + \beta_2 M(A-45)^2 + \beta_4 NM*MALE + \beta_5 NM*(A-45)$$
$$+ \beta_6 NM*(A-45)^2 + \beta_7 CN$$

où A = l'âge, M = un si la personne est mariée, NM = un si la personne n'est pas mariée, MALE = un si c'est un homme (toutes les variables se rapportent au chef de ménage), CN = le nombre d'enfants. Ainsi, lorsque le chef du ménage est marié et était marié un an plus tôt, (6.2) devient

$$DP(t) = a(\beta_1 - 91\beta_2 + 2B_2A + \beta_7\ \Delta CN - ANM*MALE) + b(\beta_0 + \beta_i(A-45) + \beta_2(A-45)^2 + \beta_7 CN)$$

On constate, en examinant ces formules, que si l'effet dominant est imputable à la modification de l'indice d'accession à la propriété, l'âge aura un effet négatif sur DP(t) parce que β_2 (voir le tableau 6.4) est négatif. Il convient également de souligner qu'il n'y a aucune possibilité d'inclure des variables comme ΔCN, soit la modification du nombre d'enfants nés entre juin 1970 et mai 1971. Autrement dit, l'analyse de la décision d'acheter nous révèle que les données présentent des lacunes du fait qu'il y manque un grand nombre de renseignements sur les modifications de statut, par exemple, un changement dans le nombre d'enfants, qui pourraient inciter les ménages à devenir propriétaires. Néanmoins, il est souvent possible de présumer qu'il y a eu une modification de statut au cours de l'année précédente d'après le niveau de la variable. Par exemple, plus il y a d'enfants, plus il est probable que leur nombre s'est accru au cours de l'année précédente.

Jusqu'à présent, nous avons examiné la décision de changer le mode d'occupation de locataire à propriétaire, c'est à-dire, la décision de devenir propriétaire pour la première fois. On peut utiliser un modèle analogue pour examiner la décision inverse. Supposons que l'indice de la demande relative à la vente, DS(t), est analogue à (6.2), sauf que l'effet des variables indépendantes est inverse quant à son importance et que l'importance absolue de cet effet n'est pas la même. Deux causes sont à la base de cette asymétrie. Premièrement, la plus grande partie des coûts de transfert de propriété est perçue au moment de la vente lorsque les frais de courtage sont payés. L'importance de ces coûts de transaction peut rendre le coefficient d'ajustement, soit a, plutôt faible dans l'équation de vente. Cette asymétrie peut également être attribuée à la nature de l'effet des variables de revenu et de patrimoine par rapport aux conditions imposées par les prêteurs sur hypothèques. Aux termes de ces conditions, un ménage qui achète une maison pour la première fois doit effectuer un versement initial; par conséquent, le revenu transitoire peut être un facteur important dans la décision d'acheter. D'autre part, un propriétaire dont le revenu transitoire est négatif a la possibilité de faire un emprunt sur la valeur de sa propriété, de sorte qu'il est peu probable qu'un revenu transitoire négatif entraîne la vente d'une maison.

6.5.1. Caractéristiques des vendeurs et des acheteurs

Avant d'étudier les résultats des modèles d'achat et de vente, il serait utile d'examiner les principales caractéristiques des ménages, aux quatre stades de ce qu'on peut appeler le cycle d'occupation: les locataires habituels, les acheteurs de date récente, les propriétaires habituels et les vendeurs de date récente. La définition de ces catégories est fondée sur les termes de comparaison entre leur statut courant (à la date du recensement) et leur statut au cours de l'année précédant le recensement. Dans le cas qui nous occupe, les acheteurs sont des ménages propriétaires qui ont déménagé au cours de l'année précédant le recensement et qui étaient locataires auparavant. Il est donc probable que ces ménages ont fait l'acquisition d'une maison pour la première fois au cours de l'année précédant le recensement. De même, les vendeurs sont des ménages propriétaires qui, ayant vendu leur logement, ont déménagé au cours de l'année précédant le recensement pour devenir locataires[18]. La bande-échantillon à grande diffusion ne comprend que 165 acheteurs et 90 vendeurs pour Toronto, et 142 acheteurs et 62 vendeurs pour Montréal et confirme la rareté de ces transactions.

Un des points qu'il convient de mentionner concernant le schéma du mode d'occupation présenté au tableau 6.5 est le fait qu'il y a un plus grand écart entre les ménages acheteurs et les locataires habituels qu'entre les propriétaires habituels et les vendeurs, peut-être parce que ces ménages demeurent propriétaires de leur logement même quand leur situation change. Cet écart est particulièrement prononcé à Toronto. Parmi les locataires habituels 27 % sont des chefs de ménage féminins mais seulement 4 % acheteurs, contre 11 % de propriétaires habituels et 25 % vendeurs. La plupart des femmes qui sont des propriétaires habituels sont des veuves qui, selon toute évidence, décident de conserver la maison familiale après le décès de leur mari. La répartition se présente de façon beaucoup plus symétrique lorsqu'on l'observe selon le nombre d'enfants: à Toronto, les locataires habituels ont, en moyenne, 0.8 enfant, les acheteurs 1.2, les propriétaires habituels 1.3 et les vendeurs 1.0. Le contraste est plus prononcé à Montréal, où les locataires habituels ont 0.9 enfant, contre 1.5 pour les acheteurs. Dans les deux villes, on trouve plus de ménages ayant des enfants d'âge préscolaire parmi les acheteurs que parmi les locataires habituels; c'est le cas de 45 % des acheteurs à Toronto (52 % à Montréal), contre seulement 21 % des locataires. Le fait que 22 % des vendeurs de Toronto ont également de très jeunes enfants permet de supposer qu'ils ne sont, pour la plupart, que des locataires temporaires et qu'il

Voir note(s) à la page 180.

TABLEAU 6.5. Moyennes[1] des variables des ménages acheteurs, vendeurs et autres, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	Locataires habituels[2]		Acheteurs[3]		Propriétaires habituels[2]		Vendeurs[3]	
	Toronto	Montréal	Toronto	Montréal	Toronto	Montréal	Toronto	Montréal
Chef de sexe féminin								
Célibataire	.10	.09	.02	.01	.01	.02	.03	.02
Non célibataire	.17	.14	.02	.04	.10	.08	.22	.23
Chef de sexe masculin								
Non marié	.14	.14	.06	.04	.04	.04	.07	.15
Âge, chef non marié	46.59	46.44	39.00	41.00	60.85	58.99	44.21	48.65
Âge, chef marié	39.19	41.60	35.97	35.49	47.18	47.39	46.49	46.54
Chef marié, enfants moins de 6 ans présents	.21	.21	.45	.52	.23	.22	.22	.19
Nombre d'enfants	.78	.94	1.24	1.54	1.33	1.45	.99	1.21
Nombre d'adultes	1.91	2.04	2.44	2.22	2.51	2.52	2.00	1.94
Chef de sexe masculin retraité[4]	.03	.05	.01	.00	.06	.06	.06	.07
Chef en chômage[5]	.04	.05	.01	.04	.02	.02	.07	.03
Années de scolarité du chef	10.99	9.49	11.56	10.93	10.21	9.83	11.05	10.87
Présence de plus d'un soutien	.49	.40	.71	.46	.59	.48	.43	.27
Chef travailleur autonome	.05	.05	.05	.06	.11	.14	.04	.07
Revenu mesuré ($000)	9.46	8.32	14.78	10.65	13.76	12.64	11.23	10.48
Revenu transitoire imprévu ($000)	-.15	.01	2.94	-.35	.03	.04	-1.31	-1.59
Revenu transitoire prévu ($000)	-3.57	-3.21	-6.47	-6.22	-.56	-1.38	-2.05	-2.24
Revenu permanent ($000)	13.19	11.52	18.31	17.22	14.30	13.98	14.59	14.31
Valeur nette d'option ($000)	13.52	11.91	10.70	10.14	25.44	21.91	20.01	18.30

[1]Lorsque le chiffre est inférieur à un, il s'agit de la proportion de ménages possédant la caractéristique donnée.

[2]Les "locataires habituels" sont les locataires courants (1971) qui n'ont pas déménagé durant l'année précédant le recensement ou qui ont déménagé tout en conservant leur statut de locataire. Les "propriétaires habituels" sont définis de façon analogue.

[3]Les "acheteurs" sont les propriétaires courants (1971) qui ont déménagé durant l'année précédant le recensement et qui étaient locataires auparavant. Les "vendeurs" sont définis de façon analogue.

[4]Hommes âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[5]Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

est possible qu'un grand nombre d'entre eux viennent de déménager d'une autre ville et qu'ils louent un logement pendant qu'ils cherchent une maison à acheter. Cette constation est confirmée par le fait que l'âge des vendeurs mariés est quelque peu inférieur à celui des propriétaires habituels mariés.

À Toronto, le revenu familial des acheteurs est considérablement plus élevé que celui des locataires habituels. Cette différence est moins prononcée à Montréal probablement parce que le prix des maisons y est beaucoup moins élevé. De fait, le revenu des ménages acheteurs dans cette ville s'élève à seulement 84 % de celui des propriétaires habituels, alors qu'à Toronto leur revenu est beaucoup plus élevé que celui de ces derniers. Il est probable qu'un grand nombre des propriétaires habituels de Toronto n'auraient pas eu les moyens d'accéder à la propriété s'ils avaient attendu jusqu'en 1970-1971, compte tenu de la hausse considérable du prix des maisons dans les années soixante. À Montréal, par contre, cette hausse a été très faible. Il est probable que le revenu transitoire comptait pour beaucoup dans le revenu de ménage très élevé des acheteurs de Toronto, ce qui leur a permis de faire face aux prix très élevés. À remarquer que 71 % ménages acheteurs de Toronto comprennent deux membres ou plus ayant un revenu d'emploi, contre seulement 59 % des propriétaires habituels. Cet écart est inexistant à Montréal, les taux y étant de 46 % et 48 % respectivement. Il est intéressant de noter que les seules différences importantes que présentent Toronto et Montréal au chapitre des caractéristiques des ménages selon le mode d'occupation se situent au niveau de deux facteurs économiques relativement temporaires: le revenu du ménage mesuré et le nombre de personnes gagnant un revenu d'emploi. Dans les deux villes, le revenu courant prévu des chefs de ménages acheteurs est presque exactement le même que celui des chefs de ménage propriétaires habituels.

Il est utile d'examiner les caractéristiques des acheteurs et des vendeurs d'autres régions (voir le tableau 6.6). Certaines caractéristiques varient peu entre Toronto, Montréal, les grandes et les petites agglomérations urbaines et les régions rurales non agricoles. De façon particulière, dans toutes ces régions, les vendeurs mariés sont beaucoup plus âgés (de 10½ ans dans les grandes agglomérations urbaines) que les acheteurs (tableau 6.6). L'âge des acheteurs mariés est de 34 à 36 ans en moyenne, soit près de deux ans de plus que l'âge d'un emprunteur moyen (L.N.H.) en 1971 (SLC, 1972, tableau 93), malgré le fait que près d'un quart de ces emprunteurs aient déjà été propriétaires auparavant, contrairement aux

TABLEAU 6.6. Moyennes[1] des variables des ménages acheteurs et vendeurs selon la région, 1971

Variables	Acheteurs[2]			Vendeurs[2]		
	Régions urbaines		Régions rurales non agricoles	Régions urbaines		Régions rurales non agricoles
	30,000 et plus	Moins de 30,000		30,000 et plus	Moins de 30,000	
Chef de sexe féminin						
Célibataire	.01	.0	.02	.02	.0	.0
Non célibataire	.03	.01	.03	.25	.19	.15
Chef de sexe masculin						
Non marié	.05	.05	.05	.14	.07	.09
Âge, chef non marié	43.00	46.65	39.96	51.11	57.30	48.18
Âge, chef marié	34.34	35.06	35.51	44.97	43.66	43.75
Chef marié, enfants moins de 6 ans présents	.46	.49	.52	.18	.28	.30
Nombre d'enfants	1.42	1.55	1.69	1.04	1.54	1.66
Nombre d'adultes	2.21	2.18	2.12	1.89	2.08	1.98
Chef de sexe masculin retraité[3]	.01	.01	.02	.05	.08	.05
Chef en chômage[4]	.02	.04	.03	.05	.03	.03
Années de scolarité du chef	11.77	10.89	9.77	10.79	10.65	9.19
Présente de plus d'un soutien	.61	.54	.45	.35	.48	.33
Chef travailleur autonome	.07	.07	.12	.07	.13	.08
Revenu du ménage ($000)	12.24	10.16	8.50	9.24	9.30	7.71

orsque le chiffre est inférieur à un, il s'agit de la proportion de ménages possédant la caractéristique donnée.

es "acheteurs" sont les propriétaires courants (1971) qui ont déménagé durant l'année précédant le recensement et qui étaient ocataires auparavant. Les "vendeurs" sont définis de façon analogue.

nefs de sexe masculin âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

ctuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

urce: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

acheteurs dont il est question ici. En outre, la proportion d'acheteurs ayant des enfants d'âge préscolaire représente près de la moitié des ménages dans toutes les régions.

À de nombreux autres égards, les acheteurs diffèrent grandement d'une région à une autre, particulièrement par rapport aux vendeurs. À Toronto et dans les grandes agglomérations urbaines, les acheteurs ont, en moyenne, un plus grand nombre d'enfants que les vendeurs, ce qui n'est pas le cas à Montréal, dans les petites agglomérations urbaines et les régions rurales non agricoles. Le même phénomène se produit également dans le cas du nombre d'adultes dans les ménages. On pourrait en déduire que, là où le prix des maisons est très élevé par rapport aux loyers, les ménages sont portés à changer leur mode d'occupation au fur et à mesure que la taille de leur ménage se modifie. Cela est confirmé par la très faible proportion de veuves, séparées ou divorcées parmi les vendeurs dans les régions peu urbanisées où les appartements sont difficiles à trouver.

Les deux caractéristiques du revenu étudiées indiquent également qu'il est beaucoup plus facile d'accéder à la propriété à Montréal, dans les petites agglomérations urbaines et dans les régions rurales non agricoles qu'ailleurs. Dans ces dernières, le revenu moyen des acheteurs est à peine plus élevé que celui des vendeurs, alors qu'à Toronto et dans les grandes agglomérations urbaines, l'écart est de 24 et 26 points de pourcentage respectivement. Il en va de même pour le nombre de membres du ménage ayant un revenu d'emploi, compte tenu du fait que 61 % des ménages acheteurs et seulement 35 % des ménages vendeurs comptent plus d'un membre ayant un revenu d'emploi dans les grandes agglomérations urbaines.

6.5.2. Résultat du modèle "logit" de la décision relative à l'achat et à la vente

Nous venons d'examiner les caractéristiques des ménages par rapport au mode d'occupation ou au changement y afférent. Nous allons à présent faire l'inverse et examiner les changements de mode d'occupation en fonction des caractéristiques des ménages au moyen d'une analyse à variables multiples du modèle logit. Comme les transactions d'achat et de vente sont assez rares, il n'est pas surprenant que le modèle ne puisse faire des prédictions que de façon très limitée. Précisons d'abord que la proportion réelle d'acheteurs dans l'échantillon d'"achat" est de 5 % à Toronto et de 2.8 % Montréal, tandis que la proportion réelle de vendeurs dans l'échantillon de "vente" y est de 2.2 % et de 2.3 % respectivement. Pour ce qui est

du pseudo R^2 à Toronto, il n'est que de 0.159 dans le cas d'achat (tableau 6.2) contre 0.378 dans le cas de la décision de demeurer propriétaire. À Toronto, le R^2 de l'estimation MCO du modèle linéaire est de seulement 0.05, ce qui se compare bien avec le R^2 de 0.02 obtenu par Lee (1963) dans son modèle de régression basé sur un échantillon comprenant 5.2 % d'acheteurs. L'échantillon de Lee comprend tous les ménages, tant les anciens propriétaires que les anciens locataires, de sorte que les achats représentent un changement de maison pour les propriétaires aussi bien qu'un changement de mode d'occupation pour les locataires. Le fait que notre R^2 soit plus élevé indique qu'il vaut la peine de faire une distinction entre ces deux types d'achat.

Dans l'ensemble, la grandeur des coefficients logit de la décision relative à l'achat, c'est-à-dire, au changement du mode d'occupation, n'est pas très différente de celle de la décision de demeurer propriétaire. Ainsi, par exemple, le coefficient logit pour les veuves, séparées et divorcées à Toronto est de -1.54 dans la régression d'achat, contre -0.95 dans la régression correspondante de propriété (tableaux 6.4 et 6.7)[19]. On peut en déduire que c'est le niveau de l'indice de la demande de propriété qui produit le principal effet sur l'indice de la demande d'achat plutôt que la modification de cet indice imputable aux changements du statut (c'est-à-dire que le coefficient b est plus grand que a dans l'équation (6.2)). Néanmoins, les coefficients d'âge indiquent clairement que l'effet du changement de statut est assez important. Dans les régressions, concernant la propriété, plus le chef de ménage est âgé, moins la probabilité d'être propriétaire augmente avec chaque année de plus, c'est-à-dire, le coefficient de Âge - 45 est positif et le coefficient de $(\text{Âge} - 45)^2$ est négatif. Ainsi, si la variation de l'indice de propriété produit l'effet dominant sur DP(t), et que le niveau de l'indice de propriété est sans importance, le coefficient d'âge sera négatif. De fait, nous trouvons qu'à Toronto la première dérivée de probabilité par rapport à l'âge est, à 30 ans, de 0.122P(1-P) pour la propriété contre -0.071P(1-P) pour l'achat; ces chiffres, à Montréal, sont de 0.102P(1-P) contre seulement 0.012P(1-P).[20] Par ailleurs, à 50 ans, l'effet de l'âge sur la probabilité d'achat est négatif dans les deux villes, bien que son effet sur la conservation de la propriété soit positif.

La présence d'enfants âgés de moins de six ans est une autre variable étroitement liée à un changement récent de statut. Il va sans dire qu'une proportion considérable de ménages ayant de très jeunes enfants n'en avaient pas il y a

Voir note(s) à la page 180.

TABLEAU 6.7. Estimations du modèle "logit" relatif à la décision d'acheter et de vendre, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	Achat[1]				Vente[2]			
	Modèles				Modèles			
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
	RMR de Toronto		RMR de Montréal		RMR de Toronto		RMR de Montréal	
Chef de sexe féminin								
Célibataire	-1.07[3]	-1.24[3]	-3.36[4]	-3.21[4]	1.58[5]	1.54[5]	.48	.56
Non célibataire	-1.28[5]	-1.54[5]	-1.29[5]	-1.11[5]	1.39[4]	1.33[4]	1.90[4]	1.96[4]
Chef de sexe masculin								
Non marié	- .45	- .54[3]	-2.10[4]	-2.03[4]	.19	.22	1.74[4]	1.77[4]
Chef non marié								
(Âge - 45)	- .020	- .0016	- .032[3]	- .032[3]	- .10[4]	- .11[4]	- .032[3]	- .039[3]
(Âge - 45) - au carré	- .0031[3]	- .0038[5]	.0012[3]	.00084	.00053	.00061	- .0014[3]	- .0014[3]
Chef marié								
(Âge - 45)	- .045[4]	- .019	- .030[5]	- .038[3]	- .016[3]	- .024[3]	- .0085	- .020
(Âge - 45) - au carré	- .0025[4]	- .0030[4]	- .0014[3]	- .0020[5]	.00093[3]	.0013[5]	.00085[3]	.0010[3]
Enfants de moins de 6 ans présents	.47[5]	.49[5]	.61[4]	.63[4]	.50[3]	.53[3]	.050	.090
Nombre d'enfants	- .020	- .014	.021	.021	- .34[4]	- .35[4]	- .10	- .11
Nombre d'adultes (-2)	.27[4]	.23[5]	.044	.089	- .55[4]	- .55[4]	- .56[5]	- .53[5]
Chef masculin retraité[6]	- .062	- .22	-4.70	-4.23	- .18	- .39	.049	.060
Chef en chômage[7]	-1.85[3]	-1.92[3]	- .075	- .045	1.25[4]	1.29[4]	.83[3]	.82[3]
Années de scolarité, chef	.0035	- .017	.075[4]	.051[3]	.045[3]	.069[3]	.084[5]	.091[5]
Plus d'un soutien	.083	.058	- .13	- .099	- .071	- .084	- .23	- .20
Travailleur autonome	- .29	- .17	- .016	- .12	- .78[3]	- .67[3]	- .63[3]	- .59[3]
Revenu mesuré[8]	.044[4]		.031[5]		- .0056		- .0021	
Revenu transitoire		- .073[5]		- .064[3]		.064[3]		.036
Revenu permanent		2.43[4]		1.52[5]		-1.45[3]		- .91
Valeur nette d'option		.0099		.036[5]		- .019[3]		- .0060
Constante	-3.29[4]	-2.73[4]	-4.42[4]	-4.57[4]	-4.00[4]	-3.84[4]	-4.63[4]	-4.57[4]
Pseudo R^2	.156	.159	.117	.118	.127	.131	.118	.119
R^2 habituel[9]	.061	.063	.028	.030	.061	.065	.040	.042
R^2 des MCO[9]	.050	.050	.025	.026	.039	.039	.032	.032
Nombre d'observations	3329	3329	5072	5072	4156	4156	2748	2748

[1] Les acheteurs sont les ménages qui, le jour du recensement, étaient propriétaires depuis moins d'un an et qui étaient locataires auparavant. Les non-acheteurs sont des locataires demeurant dans le logement depuis moins d'un an et qui étaient locataires auparavant ou des locataires demeurant dans le logement depuis plus d'un an.

[2] Les vendeurs sont des ménages qui, le jour du recensement, étaient locataires depuis moins d'un an et qui étaient propriétaires auparavant. Les non-vendeurs sont définis de façon analogue à celles des non-acheteurs.

[3] $|t| \geq 1$.

[4] Significatif à 1 %.

[5] Significatif à 5 %.

[6] Chefs de sexe masculin âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[7] Actuellement en chômage, mais qui travaillaient en 1970-1971.

[8] Revenu réel du ménage.

[9] Pour obtenir les définitions, voir les renvois 7 à 9 au tableau 5.5.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

quelques années à peine. Il n'est donc pas surprenant qu'à Toronto comme à Montréal, les ménages ayant de très jeunes enfants sont beaucoup plus portés à acheter un logement que ceux qui n'en ont pas. Cet effet est l'un des rares facteurs qui aient une signification statistique à 5 % ou plus. En comparaison, dans les régressions concernant la propriété, la présence d'enfants âgés de moins de six ans a un effet imperceptible du point de vue statistique et négligeable du point de vue quantitatif.

6.5.3. Revenu et décision d'acheter

Dans l'analyse de la décision d'accéder à la propriété, nous avons prétendu que l'effet considérable du revenu transitoire pouvait être imputable au fait qu'une forte proportion de propriétaires sont des acheteurs récents. Cette explication est basée sur l'hypothèse que le revenu transitoire est une variable importante qui influe sur l'achat. En faisant le test de cette hypothèse au moyen d'achat, on trouve que le revenu transitoire a un effet contraire, bien que le coefficient ne soit ni grand ni très significatif du point de vue statistique dans aucune des deux villes. Les ménages qui étaient locataires en 1970 n'étaient pas plus portés à acheter au cours de la période de juin 1970 à juin 1971, si leur revenu transitoire de l'année 1970 était relativement élevé. Ce résultat ne prouve toutefois pas que notre variable du revenu est défectueuse, si l'on tient compte des observations de Lee (1963) selon lesquelles un changement du revenu déclaré par rapport à l'année précédente ne produit pas un effet sur l'achat significatif à 5 %. De plus, Kain et Quigley ont trouvé que le revenu mesuré du ménage a une signification statistique considérable dans la décision d'acheter pour la première fois chez les personnes qui déménagent, mais qu'il ne produit que la moitié de l'effet sur la décision d'acheter chez les personnes qui sont déjà propriétaires (1975, tableaux 5.1 et 5.3). Ces résultats sont semblables à ceux des tableaux 6.4 et 6.7 dans lesquels le revenu permanent produit un effet assez considérable et significatif du point de vue statistique. Cela confirme que la décision d'acheter ne découle pas tellement d'un changement dans la situation immédiate du ménage, mais plutôt du fait que la demande de propriété a atteint un niveau élevé.

6.5.4. Décision de vendre

Nous avons établi plus haut que la décision de vendre devrait être étudiée à part de la décision d'acheter parce que la décision de changer de mode d'occupation, soit de la propriété à la location, n'est pas symétrique par rapport à la

décision inverse, c'est-à-dire, de passer de la location à la propriété. Certaines estimations des équations de régression du modèle de vente infirment plutôt ce point de vue. En particulier, l'effet de la variable de l'état matrimonial sur la décision de vendre est à peu près symétrique par rapport à la décision d'acheter. Par contre, l'effet des deux variables ayant trait à la taille du logement est fortement asymétrique. Même si la taille de la famille a peu d'importance dans la décision d'acheter, elle influe fortement sur la décision de vendre. À un niveau de probabilité de 5 % la perte d'un adulte dans un ménage augmente la probabilité de vendre de plus de 2.5 points de pourcentage, tant à Toronto qu'à Montréal. Le chômage produit également un effet considérable sur la décision de vendre dans les deux RMR et il a une très grande signification statistique à Toronto.

Les variables de revenu influent moins sur la décision de vendre que sur la décision d'acheter. En réalité, ce n'est que dans la RMR de Toronto que l'effet du revenu permanent est supérieur à son écart type tandis que l'effet du revenu mesuré du ménage est encore plus faible . Cela veut dire qu'habituellement, lorsqu'un ménage est propriétaire depuis un certain temps, la valeur nette de son logement et les autres avoirs qu'il a accumulés sont suffisants pour que les variations du revenu aient peu d'effet et que ce propriétaire n'ait pas à vendre, à moins qu'il ne s'agisse de changements considérables et imprévus provoqués par des revers comme le veuvage et le chômage.

6.6. Interactions de l'âge et décision d'accéder à la propriété

Nous avons vu plus haut que si l'on applique le modèle élémentaire de la décision d'accéder à la propriété à divers groups d'âge, le coefficient du revenu croît fortement jusqu'à la tranche 45-54 ans, puis diminue rapidement à mesure que l'âge augmente. De plus, nous avons établi de plus que l'âge est en soi une variable particulièrement importante. L'introduction des variables du revenu permanent dans le modèle estimé pour tous les âges (tableau 6.4), accroît en fait l'effet quantitatif de l'âge sur la propriété[21]. Dans cette section, nous examinons de près l'interaction de l'âge et du revenu ainsi que l'interaction de l'âge et d'autres variables.

Ainsi, nous constatons pour la première fois que plus le chef de ménage est âgé, moins la probabilité d'accession à la propriété est influencée par cette caractéristique s'il n'est pas marié (voir le tableau 6.8). La probabilité

Voir note(s) à la page 180.

TABLEAU 6.8. Estimations des composantes du revenu et du patrimoine du modèle de la décision d'accession à la propriété, selon le groupe d'âge, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

Variables	Groupe d'âge							
	Moins de 30	30-44	45-64	65+	Moins de 30	30-44	45-64	65+
	RMR de Toronto				RMR de Montréal			
	(Coefficients "logit" multipliés par 25)[1]							
Chef de sexe féminin								
Célibataire	-659.98[2]	-80.03[3]	-40.04[3]	-23.85	-59.57	-49.41[3]	-34.23[3]	-134.77[4]
Non célibataire	-624.27[2]	-27.07[4]	-25.11[3]	- 8.53	-31.11	-25.04[4]	-16.28[4]	-119.15[2]
Chef de sexe masculin								
Non marié	-628.53[2]	-44.20[3]	-29.50[3]	-10.59	-52.97	-40.87[3]	-26.09[3]	-136.05[4]
Chef non marié								
(Âge - 45)	-50.56	2.71	2.26[2]	1.76	7.16	- 2.38	.46	4.09[2]
(Âge - 45) - au carré	- 1.49	.079	- .076[2]	- .017	.23	- .15	.030	- .063[2]
Chef marié								
(Âge - 45)	14.47[2]	3.65[4]	.94	2.54	4.07	- 3.32[3]	1.50[2]	- 4.25[2]
(Âge - 45) - au carré	.23	.081[2]	- .067[2]	- .050[2]	.000081	- .20[3]	- .045[2]	.076[2]
Enfants de moins de 6 ans présents	14.65[4]	2.71	- 15.20[3]	- 1.81	4.60	1.48	- 9.39[2]	- 31.23[2]
Nombre d'enfants	3.22[2]	5.58[3]	8.33[3]	- .48	11.19[3]	3.30[3]	3.94[3]	2.56
Nombre d'adultes (-2)	7.92[3]	7.92[3]	12.99[3]	12.68[3]	4.11	3.43[2]	2.64[4]	6.80[3]
Chef masculin retraité[5]	—	—	- .41	10.36[2]	—	—	12.92[2]	8.14[2]
Chef en chômage[6]	- 16.24	-30.31[3]	- 14.31[4]	6.76	-49.77[4]	-13.16[4]	- 6.04	- 27.54[2]
Années de scolarité, chef	- 1.60[2]	2.08[3]	- .98[4]	- .70[2]	- 1.29	1.76[3]	- .11	.34
Plus d'un soutien	- 6.03[2]	-7.01[4]	- 4.80[2]	- .80	-14.22[4]	- 7.97[3]	.20	1.16
Travailleur autonome	31.63[3]	11.52[4]	3.11	6.44	12.83[2]	12.71[3]	25.56[3]	7.66
Revenu transitoire	2.65[3]	2.02[3]	.59[3]	1.09[3]	2.09[3]	2.04[3]	1.22[3]	.49[2]
Revenu permanent	2.70[3]	2.70[3]	.61[2]	2.20[2]	3.50[3]	1.48[3]	2.18[3]	-.074
Valeur nette d'option	.85	.43	.21[2]	-.046	-.87	1.76[3]	-.024	.17[2]
Constante	136.85	11.05	12.55[4]	- 22.99	- 6.30	-68.57[3]	-35.71[3]	32.49
Pseudo[7] R^2	.314	.346	.229	.166	.244	.276	.212	.103
R^2 habituel[7]	.216	.271	.185	.123	.160	.211	.164	.076
R^2 des MCO[7]	.200	.251	.168	.117	.133	.191	.156	.074
Nombre d'observations	1430	2584	2684	1025	1556	2765	2733	990

[1] Le coefficient transformé indique, en points de pourcentage, la première dérivée de la probabilité d'accession à la propriété en fonction de la variable, au niveau de probabilité de 0.5.

[2] $|t| \geq 1$.

[3] Significatif à 1 %.

[4] Significatif à 5 %.

[5] Chefs de sexe masculin âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7] Pour obtenir les définitions, voir les renvois 7 à 9 au tableau 5.5.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

d'accession à la propriété des célibataires agés de moins de 30 ans est pratiquement nulle à Toronto et à Montréal[22]. Dans les deux villes, le comportement à l'égard de la propriété des chefs de ménage non mariés se rapproche de plus en plus de celui des chefs de ménage mariés, à mesure qu'ils vieillissent[23].

Les variables démographiques qui présentent le plus d'intéret pour ce qui est de leur interaction avec l'âge, sont celles de la taille et de la composition du ménage. Contrairement au modèle global, la présence d'enfants d'âge préscolaire a un effet fortement positif sur la probabilité d'accession à la propriété, mais seulement dans le cas de très jeunes ménages; dans le cas de ménages d'âge moyen ou avancé, l'effet de la présence d'enfants (petits-enfants?) d'âge préscolaire est en fait négatif. En examinant le graphique 6.2 qui expose l'effet de la présence de deux enfants (dans l'hypothèse que les deux groupes de ménages les plus jeunes ont au moins un enfant d'âge préscolaire, mais que les deux groupes de ménages les plus âgés n'en ont aucun), nous constatons de nouveau que la composition de la famille a un effet considérable. Il y a une différence intéressante entre Montréal et Toronto. Dans les deux villes, cet effet est le plus prononcé dans le cas des ménages dont le chef est très jeune. Toutefois, cet effet décroît très rapidement avec l'âge à Montréal par rapport à Toronto, où sa chute est plus lente et plus régulière. Nous présumons que cet état de choses est partiellement attribuable à la plus grande disponibilité de logements à louer à Montréal, faisant que les ménages ayant des enfants sont moins portés à acheter, en particulier si l'on tient compte du fait que les logements à vendre sont surtout des duplex ou des triplex et qu'il n'y a pas beaucoup de différence entre acheter et louer un tel logement.

L'effet d'un plus grand nombre d'adultes dans un ménage est fort différent de l'effet d'un plus grand nombre d'enfants. À Toronto comme à Montréal, un adulte de plus a beaucoup moins d'incidence pour les très jeunes ménages que la présence d'enfants, mais cette incidence croît avec l'âge du chef, particulièrement à Toronto. Lorsque le chef de ménage est jeune, il est probable que cet adulte de plus est la belle-mère et qu'il ne viendrait pas à l'idée du ménage d'acheter une maison uniquement pour avoir plus d'espace pour l'accommoder. La présence d'un enfant d'âge adulte peut, au contraire, inciter un ménage âgé à ne pas vendre (voir le tableau 6.7). À tous les stades du cycle de vie, que la famille compte un adulte de plus ou non, il s'agit beaucoup plus d'une question de décision effective pour le ménage que s'il a des enfants. La naissance d'un enfant ne laisse pas d'autre choix que

---

Voir note(s) à la page 180.

de l'inclure dans le ménage jusqu'à l'âge de 16 ans. Compte tenu de cette nuance, il n'est pas surprenant que l'effet d'un adulte de plus, même s'il est important dans le cas des ménages âgés, présente des variations beaucoup moins évidentes d'une tranche d'âge à une autre que celui d'un enfant de plus. Un adulte, peu importe son âge, sera intéressé à vivre dans le ménage seulement s'il y a sssez de place ce qui, à Toronto, suppose ordinairement la possession d'un logement.

Compte tenu du fait que les tendances diffèrent grandement lorsqu'il s'agit d'enfants et d'adultes, on constate qu'il est très important de faire une distinction entre ces deux groupes en tant qu'éléments de la taille du ménage. Ni Struyk (1976) ni Li (1977) ne font cette distinction[24]. Une constatation quelque peu étrange de Li peut en fait être expliquée par cette distinction. Selon lui, alors que dans cas des personnes âgées, il est plus probable que des ménages soient propriétaires s'il y a trois ou quatre personnes que s'ils n'en comptent que deux, l'inverse se produit lorsque le ménage compte plus de cinq membres. À Toronto, un tel cas ne peut se produire que si les ménages de trois ou quatre personnes ne comptent que des adultes et que ceux de cinq personnes ou plus comprennent également des enfants.

L'interaction du revenu transitoire et de l'âge apparaît encore plus nettement dans ce modèle désagrégé que celle du revenu mesuré et de l'âge dans le modèle désagrégé élémentaire (tableau 6.2 et graphique 6.3). A un niveau de probabilité de 50 %, une hausse de $1,000 du revenu transitoire augmente la probabilité d'accession à la propriété, à Toronto, de près de 2.6 points de pourcentage pour les très jeunes ménages, de 2.0 points de pourcentage pour les ménages de 30 à 44 ans, de seulement 0.6 point de pourcentage pour les ménages de 45 à 64 ans et de 1.1 point de pourcentage pour les ménages de 65 ans et plus. À Montréal, l'affaiblissement de l'effet du revenu transitoire est monotone avec l'âge. Pour aucune de ces deux villes, on ne trouve la courbe en cloche qui apparaît dans le modèle élémentaire du revenu mesuré, ce qui concorde parfaitement avec nos observations précédentes sur les effets du revenu transitoire. Les jeunes ménages n'ont généralement pas eu le temps d'accumuler au cours des années des ressources suffisantes pour faire un versement initial et ont donc besoin d'un revenu transitoire pour acheter. Les ménages plus âgés sont habituellement propriétaires depuis plusieurs années et, par voie de conséquence, le revenu transitoire a moins d'importance pour eux.

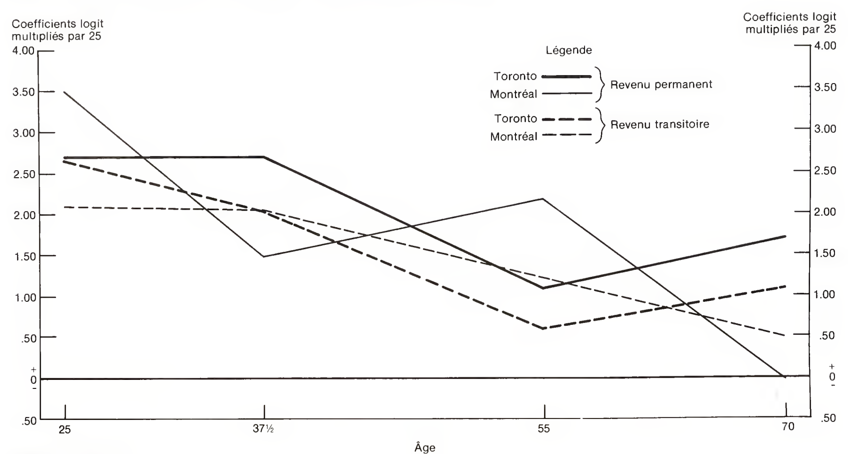
Voir note(s) à la page 180.

De même, l'incidence de la valeur nette d'option varie grandement avec l'âge, particulièrement dans le groupe d'âge 30-44 ans. Dans les deux villes, son effet est fortement positif; à Montréal, il est significatif à 1 %. Dans le modèle global, par contre, la valeur nette d'option n'a aucune signification à ce niveau et son effet est beaucoup plus faible, sinon négatif.

En établissant la différence entre les ménages propriétaires et ceux qui ne le sont pas, nous utilisons le coefficient estimatif de chaque variable du revenu, multiplié par un écart type de la variable, pour démontrer l'importance quantitative des variables de revenu (tableau 6.9). On se rend compte immédiatement, d'après ce tableau, que la valeur nette d'option n'a pas beaucoup d'importance en tant que variable. On constate également que le revenu est un facteur explicatif de la variation de la propriété beaucoup moins efficace pour les chefs de ménage appartenant aux groupes d'âge moyen et avancé que pour les chefs plus jeunes. Chez ces derniers, le revenu transitoire et le revenu permanent ont tous deux un effet considérable. Le fait que le revenu transitoire soit gagné par un autre membre que le chef de ménage a également beaucoup d'importance dans les groupes jeunes, mais non dans les groupes d'âge avancé. Ainsi, à Montréal, la présence de plus d'un soutien dans un ménage de moins de 30 ans produit un effet modérateur sur la probabilité d'accession à la propriété, de sorte que le revenu supplémentaire de ce soutien devrait accroître le revenu du ménage d'au moins $6,800 avant qu'il ne produise un effet nettement positif (voir le tableau 6.9). D'autre part dans les deux groupes d'âge plus avancés le revenu d'un deuxième soutien n'a pas un tel effet, alors qu'à Toronto cet effet se produit dans tous les groupes d'âge quoiqu'il soit très faible dans le groupe le plus âgé. Cela est probablement dû au fait qu'à Toronto, contrairement à Montréal, le propriétaire âgé type est, en 1971, le bénéficiaire d'un gain en capital important. Les personnes qui ont un revenu transitoire positif cherchent moins à faire un tel gain en vendant leur propriété.

Graphique 6.3

Incidence du revenu transitoire et du revenu permanent sur la probabilité d'accession à la propriété, selon l'âge, RMR de Toronto et de Montréal



Source: Tableau 6.8.

TABLEAU 6.9. Importance quantitative[1] des variables revenu et partrimoine, selon le groupe d'âge, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

	Revenu transitoire		Revenu permanent		Valeur nette d'option	
Groupe d'âge	Toronto	Montréal	Toronto	Montréal	Toronto	Montréal
Moins de 30	19.72	13.49	19.62	22.90	1.76[2]	-1.57[2]
30-44	17.21	14.38	22.58	10.73	2.61[2]	9.40
45-64	5.19	9.14	3.98[2]	11.96	3.01[2]	- .29[2]
65 et plus	8.02	3.67[2]	4.62[2]	- .16[2]	-1.34[2]	4.29[2]

[1]Mesurée par le coefficient estimé (x 25) multiplié par un écart type de la variable. Les coefficients estimés sont donnés au tableau 6.8.

[2]Le coefficient n'est pas significatif à 5 %.

Source: Recensement du Canada de 1971, Bandes-échantillon à grade diffusion.

6.7. Francophones, immigrants et décision d'accéder à la propriété

Nous avons établi, au chapitre 5, que les francophones non mariés et les immigrants de date récente sont beaucoup moins portés à occuper un logement indépendant que d'autres groupes de la population. En outre, il a été prouvé à plusieurs reprises dans le présent chapitre et les chapitres précédents que les Québécois, en particulier les Montréalais, accordent beaucoup moins d'importance au mode de logement que les autres Canadiens. Dans la présente section, nous utilisons le modèle logit pour déterminer si les familles nouvellement arrivées et les francophones ont moins tendance à devenir propriétaires que d'autres, lorsque d'autres variables sont prises en compte. Nous pourrons établir, à partir des résultats concernant les ménages francophones, dans quelle mesure l'énorme différence existant entre le Québec et le reste du Canada est attribuable à cette particularité culturelle.

Les données utilisées dans cette section se rapportent aux familles et non aux ménages, parce que les bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages ne contiennent pas de renseignements sur le statut d'immigrant ni sur la langue maternelle. Selon la définition, une famille de recensement se compose d'un mari vivant avec sa femme ou d'un parent vivant avec un enfant célibataire. Les membres de la famille sont les enfants célibataires du chef de famille. En sont toutefois exclus

les enfants non célibataires et d'autres parents du chef tels qu'une mère veuve, un frère ou une soeur.

Pour déterminer les goûts des francophones, l'estimation du modèle logit porte sur deux catégories de familles montréalaises: celles dont le chef est francophone et les autres (tableau 6.10). Il y a très peu de différence dans la plupart des résultats des deux groupes. Néanmoins, la présence de plusieurs enfants, surtout s'ils ont plus de six ans, a beaucoup moins d'incidence dans les familles francophones que dans les autres. La probabilité de devenir propriétaire augmente de plus de cinq points de pourcentage pour chaque enfant de plus, dans les familles non francophones, mais elle augmente d'à peine 3.5 points de pourcentage dans le cas des francophones. Cela pourrait signifier que les francophones, en regard d'autres groupes, considèrent que les duplex et les triplex, typiques des logements loués à Montréal, constituent le mode d'occupation le plus approprié pour élever des enfants.

Il est probable toutefois que les différences entre francophones et anglophones vont s'atténuer avec le temps puisque, de toute évidence, plus un francophone est riche et instruit, plus sa probabilité de devenir propriétaire est égale à celle d'un anglophone de même niveau. On constate, en particulier, que quatre années d'études supplémentaires augmentent chez un francophone la probabilité d'accession à la propriété de près de huit points de pourcentage alors que cette augmentation n'est de trois points de pourcentage à peine chez les autres groupes. Ainsi, pour les francophones, un supplément de revenu de $10,000 augmente cette probabilité de 16 points de pourcentage, contre 14 points de pourcentage pour les autres[25]. Ceci est confirmé par le fait, que, dans le cas d'une famille typique[26], la probabilité de devenir propriétaire d'une famille dont le chef est francophone est de 51 % contre 59 % pour les autres groupes.

On obtient un résultat révélateur lorsqu'on compare cette différence à la différence qu'il y a entre la probabilité brute d'accession à la propriété des ménages torontois et des ménages montréalais. Cette différence est de 20 points de pourcentage (tableau 4.1). Cet écart considérable confirme l'opinion exposée à la section 6.2 selon laquelle la différence entre les Québécois et les autres Canadiens provient des habitudes antérieures dont le genre d'habitation existant actuellement est le reflet. Tout particulièrement, le grand nombre de duplex et

---

Voir note(s) à la page 180.

de triplex construits il y a des années au Québec empêche qu'il y ait une forte proportion de propriétaires occupant leur logement, compte tenu des problèmes que pose la conversion de duplex en logements indépendants.

À Montréal, la principale dichotomie culturelle de quelque intérêt est celle qui existe entre les francophones et les anglophones; à Toronto, elle est au niveau des nouveaux immigrants et des Canadiens nés au pays. Les coefficients présentés au tableau 6.10 indiquent que les immigrants de date récente à Toronto, tout comme les francophones à Montréal, ont une probabilité beaucoup plus faible d'être propriétaires de leur logement que les autres familles. Pour une famille typique sous d'autres rapports[27], cette probabilité n'est que de 60 % contre 70 %. Un examen de chaque coefficient révèle que, dans l'ensemble, le comportement des autres groupes, bien qu'il y ait une très grande différence chez les femmes chefs de famille qui sont veuves, séparées ou divorcées: il est beaucoup plus rare qu'elles soient propriétaires si elles sont immigrantes que si elles ne le sont pas. Cela concorde avec les observations du chapitre 5 où il a été établi que le fait d'être immigrant n'influe pas beaucoup sur la décision de décohabiter dans le cas d'un homme marié, mais qu'il y a une grande différence dans le cas des autres adultes. Comme l'échantillon du tableau 6.10 ne contient que des familles et non des ménages, il est probable que la plupart des femmes veuves, divorcées ou séparées ne sont même pas chefs de ménages.

La rapport âge-propriété chez les immigrants de date récente est également fort différent de celui des autres familles. Toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'accession à la propriété chez les familles dont le chef est marié atteint un sommet à 57 ans, alors que ce sommet est atteint par une famille immigrante nouvellement arrivée lorsque son chef n'a que 43 ans. Par conséquent, le fait que la courbe de propriété des immigrants mariés atteigne son sommet de façon aussi rapide indique que le comportement des immigrants âgés de moins de 35 ans est très semblable à celui des Canadiens nés au pays en ce qui concerne le choix du mode d'occupation. L'assimilation des immigrants plus âgés est beaucoup moins évidente.

La différence la plus remarquable entre les immigrants et les autres groupes est l'incidence du revenu. Une augmentation du revenu de $1,000 a pour effet d'augmenter la probabilité d'accession à la propriété des immigrants de près de

---

Voir note(s) à la page 180.

TABLEAU 6.10. Estimations du modèle d'accession à la propriété pour les familles francophones et les familles immigrantes nouvellement arrivées, RMR de Montréal et de Toronto, 1971

Variables	RMR de Montréal		RMR de Toronto	
	Familles dont le chef est francophone	Autres familles	Familles dont le chef a immigré entre 1961 et 1971	Autres familles
	(Coefficients "logit" multipliés par 25)[1]			
Chef de sexe féminin				
Célibataire	-183.37	-41.29[2]	-154.44	-27.79[2]
Non célibataire	-19.20[3]	-28.50[3]	-43.44[2]	-32.24[3]
Chef de sexe masculin, non marié	-21.11[3]	-61.85[3]	-167.37	-35.21[3]
Chef non marié				
(Âge - 45)	2.04[3]	1.43[4]	2.27[2]	1.78[3]
(Âge - 45) - au carré	-.054[3]	- .0058	.045	-.021[2]
Chef marié				
(Âge - 45)	.85[3]	.95[3]	-.31	1.13[3]
(Âge - 45) - au carré	-.036[3]	-.048[3]	-.099[3]	-.046[3]
Enfants moins de 6 ans présents	3.36[2]	1.58	2.55	3.88[2]
Nombre d'enfants	3.51[3]	5.34[3]	7.08[3]	6.40[3]
Nombre d'adultes (-2)	3.56[4]	2.97[2]	2.30	6.85[3]
Chef de sexe masculin retraité[5]	15.44[3]	7.21[2]	8.29	3.18
Chef en chômage[6]	-8.91[2]	.31	-3.98	-11.49[4]
Années de scolarité du chef	1.95[3]	.70[4]	-.66[2]	.42[4]
Présence de plus d'un soutien	-10.12[3]	-8.94[3]	-5.56[2]	-4.30[4]
Chef travailleur autonome	19.36[3]	4.07[2]	.31	3.13[2]
Période d'immigration				
1961-1965	-42.41[3]	-24.17[3]		
1966-1968	-34.80[4]	-38.47[3]	-14.38[3]	
1969-1971	-33.85[2]	-68.39[3]	-38.97[3]	
Chef francophone[7]			-13.67	-23.10[3]
Revenu mesuré	1.59[3]	1.40[3]	2.01[3]	.84[3]
Constante	-48.26[3]	-26.68[3]	-24.59[3]	-9.46[3]
Pseudo[8] R^2	.196	.240	.276	.214
R^2 des MCO[8]	.137	.167	.173	.159
Nombre d'observations	4141	2291	922	5549

[1]Le coefficient transformé indique, en points de pourcentage, la première dérivée de la probabilité d'accession à la propriété en fonction de la variable, au niveau de probabilité de 0.5.

[2]$|t| \geq 1$.

[3]Significatif à 1 %.

[4]Significatif à 5 %.

[5]Chef de sexe masculin âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6]Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7]Dont la langue maternelle est le français.

[8]Pour les définitions, voir les renvois 7 et 9 au tableau 5.5.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les familles.

deux points de pourcentage alors que dans le cas des non-immigrants, cette probabilité n'augmente que d'à peine un point de pourcentage. Cela confirme l'opinion émise au chapitre 5 que l'écart entre les immigrants et les autres groupes n'est pas tant le fait d'une différence de goûts mais du bouleversement de leur situation économique causé par l'immigration. Ainsi, à un même niveau de revenu mesuré, un immigrant n'aura généralement pas accumulé l'actif que peut avoir une personne née au pays à cause des différences dans leurs antécédents de rémunération. De ce fait, le fardeau de l'achat d'une propriété pèsera davantage sur le revenu ordinaire. Il est intéressant de faire le rapport entre ces observations et les différences liées à l'âge. Plus l'immigrant est âgé, plus il aura senti les conséquences du processus d'immigration pour ce qui est de l'accumulation d'actif. De ce fait, notre explication de l'incidence d'un revenu élevé sur le comportement des immigrants par rapport à celui des gens nés au pays est confirmée par la grande différence constatée dans le rapport entre l'âge et la propriété.

NOTES

[1]Voir l'analyse de Shelton (1968) fondée sur des données américaines, pour de plus amples détails à ce sujet.

[2]Cette question est traitée au chapitre 2. La comparaison directe des données américaines et canadiennes a été faite par Ricketts (1977).

[3]Pour plus de précisions sur le modèle logit, voir le chapitre 3.

[4]Au Manitoba, le coefficient de revenu est significatif à 5 % dans un test à deux queues, mais il est négatif. Il y a tout lieu de croire qu'en réalité, les régions rurales non agricoles de la Colombie-Britannique sont assez urbanisées.

[5]Selon l'hypothèse du modèle logit, la première dérivée de probabilité, P, par rapport au revenu, YH, est $P(1-P)\ \beta$ et l'élasticité est $(1-P)\ \beta YH$, où β est le coefficient de YH. Si P est une fonction du prix et de la valeur unitaire minimale ainsi que de YH, un prix plus bas et une valeur unitaire plus faible auront pour effet d'augmenter P et de réduire l'élasticité.

[6]Le R^2 de l'estimation du modèle linéaire de probabilité produit une courbe fortement similaire.

[7]Cette hypothèse est corroborée dans une certaine mesure par les observations de Kain et de Quigley selon lesquelles le fait d'être employé au même endroit depuis cinq ans augmente la probabilité d'accession à la propriété de 4.5 points de pourcentage (1975, estimation de la propriété par la méthode des MCO).

[8]Le calcul de ces chiffres est basé sur la deuxième spécification et sur l'hypothèse que le revenu permanent est de $14,000, le revenu transitoire prévu, de -$2,500, la valeur nette d'option de $17,000, que l'on compte 10 années de scolarité et que d'autres variables sont égales à zéro.

[9]À moins d'indication contraire, ces données et les autres calculs sont basés sur la deuxième spécification.

[10]On pourrait alléguer que la probabilité pour les chefs de ménage non mariés d'être propriétaires se maintient à son sommet du fait que plus la personne non mariée est âgée, plus il est probable qu'elle soit "non-célibataire". Par conséquent, l'augmentation continue avec l'âge de la probabilité de demeurer propriétaire n'est qu'une aberration statistique découlant du transfert des propriétaires mariés dans la catégorie des non-mariés lors du décès du conjoint. Notre modèle comporte toutefois une variable auxiliaire pour les femmes non célibataires qui sont chefs de ménage, ce qui nous permet de saisir les effets d'un tel transfert dans le cas des veuves. On peut s'attendre en outre à ce que les propriétaires mariés qui passent dans la catégorie des non-mariés modifient leur mode d'occupation en fonction de leur nouvelle situation. Un veuf ou une veuve sans enfants peut, par exemple, décider de vendre sa maison.

[11]Nous utilisons ici et ailleurs les termes "près de" et "environ" parce que le coefficient modifié dont il est question, 7.6 dans ce cas, a trait à la première dérivée de probabilité se rapportant à la variable, à un niveau de probabilité de 0.5. Par conséquent, 7.6 est une limite supérieure.

[12]Voir les corrélations au chapitre 3.

[13]Ces chiffres sont calculés à partir des données de leur tableau 2 ayant trait aux Blancs et de leur tableau 8 ayant trait aux Blancs de St. Louis. Ces données sont celles de 1967. Si l'on applique leur équation à l'ensemble des É.-U., sans faire de distinction entre les Blancs et les Noirs, mais en y introduisant une variable auxiliaire de race, l'effet du revenu par rapport au patrimoine est beaucoup plus prononcé.

[14]Ce point est fortement contesté par Kain et Quigley (1975). Birnbaum et Weston, tout en admettant l'existence du problème, ont réévalué leurs équations en utilisant le principe de la valeur nette, déduction faite de la valeur immobilière. Malheureusement, ils ne fournissent pas les coefficients ni la valeur de t de la nouvelle variable de patrimoine.

[15]Bien que nous appuyions le raisonnement de Bossons (1973) selon lequel il est important de tenir compte du crédit dans l'explication de l'accession à la propriété, il convient de noter que c'est le revenu, en particulier le revenu permanent, et non la valeur nette qui importe aux prêteurs.

[16]Les raisons alléguées se rapportent à une valeur supérieure du logement et non à une plus grande probabilité d'accession à la propriété. Elles semblent convenir aussi bien à la dernière qu'à la première hypothèse.

[17]Kain et Quigley expliquent leur raisonnement dans leur étude de 1975, pp. 122 et 123.

[18]Le nombre total de locataires habituels, d'acheteurs, de propriétaires habituels et de vendeurs est inférieur au nombre de ménages indiqué au tableau 6.4, parce que nous en avons éliminé les ménages qui ont déclaré n'avoir pas demeuré auparavant dans un autre logement au Canada ou qu'ils n'étaient pas chefs de ménage lorsqu'ils habitaient ailleurs. Les ménages de ces catégories sont au nombre de 238 à Toronto et de 224 à Montréal.

[19]Les résultats sont étudiés en fonction des coefficients logit et non de ces coefficients multipliés par 25. Les coefficients logit du tableau 6.7 ne sont pas multipliés par 25 parce que cela produirait la première dérivée de probabilité par rapport à la variable à un niveau de probabilité de 0.5, alors que la probabilité moyenne n'est que de 0.05 pour les vendeurs de Toronto et qu'elle est moindre pour ce qui est des autres décisions du tableau 6.7. À un niveau de probabilité moyenne de 0.05, la première dérivée de probabilité par rapport à une variable exprimée en points de pourcentage serait de ((0.05 x 0.95 x 100) =) 4.75 fois le coefficient logit.

[20]Ici et ailleurs dans le texte, nous utilisons les résultats de la deuxième spécification du tableau 6.7 et de la quatrième spécification du tableau 6.4, à moins d' indication contraire. Dans ces expressions, P = probabilité.

[21]Les valeurs de t des chefs de ménage mariés sont, avant l'introduction des variables du revenu permanent, 17.65 pour Toronto et 13.68 pour Montréal si (l'âge - 45) et -12.12 pour Toronto et -9.44 pour Montréal si $(\text{l'âge} - 45)^2$. Après l'introduction de ces variables, elles sont respectivement de 13.42 et 10.39 et -10.64 et -7.72.

[22]À noter que nous avons maintenu la variable de l'âge dans notre spécification afin de saisir l'effet du changement de l'âge à l'intérieur de groupes d'âge relativement grands. Pour les besoins d'uniformité, nous avons maintenu la variable de l'âge transformée, c.-à-d. (âge - 45) telle qu'elle était. Ainsi, la catégorie de référence à laquelle se rapporte le terme constant, pour tous les groupes d'âge, est le ménage composé de deux adultes, dont le revenu est nul et dont le chef est âgé de 45 ans.

[23]Pour calculer, dans le cas d'un homme âgé de 65 ans, l'incidence sur le logit du fait qu'un chef de ménage de sexe masculin ne soit pas marié, il faut additionner l'effet de la variable "homme, non marié", le coefficient de (l'âge - 45) des non-mariés multiplié par 20 et le coefficient de $(\text{l'âge} - 45)^2$ des non-mariés multiplié par 400 et soustraire du total le coefficient de (l'âge - 45) des mariés multiplié par 20 et le coefficient de $(\text{l'âge} - 45)^2$ des mariés multiplié par 400.

[24]Les résultats de la régression spécifique de Struyk ne s'appliquent qu'à l'effet du "nombre de personnes". Selon lui, que ces personnes soient des enfants, des pensionnaires, des personnes non apparentées, etc., n'a aucun effet perceptible sur le choix du mode d'occupation, la seule exception étant la présence d'un membre âgé dans une famille dont le chef n'est pas âgé, qui augmente la probabilité d'accession à la propriété de 5 % dans le cas d'une famille époux-épouse de 45 à 65 ans (1976, p. 68). Il se peut que l'absence de différences dans le modèle de Struyk vient de ce qu'il n'y rectifie pas les écarts à l'intérieur de ses tranches d'âge, puisque la division entre enfants et adultes est faite en fonction de l'âge du chef.

[25]À cet égard, nos résultats ayant trait aux francophones de Montréal sont qualitativement semblables aux résultats de Struyk concernant les Noirs de St. Louis

(É.-U.) (voir ses tableaux 4-6 et 4-8B). De feçon générale, nos observations indiquent qu'il y a beaucoup plus de similitude entre le comportement des francophones et des non-francophones de Montréal qu'entre celui des Blancs et des Noirs de St. Louis.

[26]C'est-à-dire une famille comptant deux adultes, mais un seul soutien, dont le revenu familial mesuré est de $12,000 et dont le chef est âgé de 45 ans, a 10 années de scolarité, est marié, non retraité, n'a pas immigré entre 1961 et 1971, n'est pas un travailleur autonome et a deux enfants, dont au moins un est âgé de moins de six ans.

[27]Même définition que ci-dessus, sauf que le chef n'est pas francophone et n'a pas immigré entre 1966 et 1971.

CHAPITRE 7

DÉCISION EN MATIÈRE DE DÉPENSES DE LOGEMENT

Les deux chapitres précédents ont traité la décision de décohabiter et la décision d'acquérir une maison. Le présent chapitre examine la prochaine décision dans la hiérarchie, c'est-à-dire la décision en matière de dépenses brutes de logement. Les dépenses brutes de logement correspondent à la valeur de la maison dans le cas des propriétaires, et au loyer brut dans le cas des locataires. Deux modèles de base ont été utilisés pour cette analyse. Le premier modèle précise que les dépenses de logement varient selon le revenu. Il est généralement utilisé pour l'analyse des séries chronologiques; ainsi, les élasticités-revenu dégagées de ce modèle et obtenues par analyse de coupes transversales sont les plus appropriées pour effectuer des comparaisons avec les élasticités révélées par les séries chronologiques. Il est utilisé (section 7.1 ci-après) pour étudier les différences observées entre les régions rurales et urbaines et les provinces, au chapitre des dépenses de logement et pour traiter les différences d'âge (section 7.2).

Le deuxième modèle tient compte des variables tirées de l'analyse du chapitre 2; les plus importantes sont le revenu transitoire, le revenu permanent et la valeur nette d'option. Les variables ayant trait à la variabilité du revenu, notamment le chômage, et aux différentes préférences sont aussi comprises. Ce modèle s'applique aux RMR de Toronto et de Montréal.

7.1. Catégorie d'habitat et élasticité-revenu des dépenses de logement

Les estimations des analyses par coupes transversales de l'élasticité-revenu des dépenses de logement sont généralement fondées sur des données fragmentaires portant sur les grands centres urbains (Muth, 1960; Reid, 1962; de Leeuw, 1971; Kain et Quigley, 1975), ou sur des données nationales, et ne tiennent pas compte des différentes densités de population des secteurs étudiés (Winger, 1968; Carliner, 1973). Lorsque des distinctions sont faites entre les régions, les estimations ont tenu compte de la variation du niveau de dépenses selon les régions, mais non des dépenses en fonction d'un changement du revenu (Lee, 1973). Une telle pratique est tout à fait convenable, du moment que les élasticités ne diffèrent pas trop entre les régions. Toutefois, les résultats obtenus indiquent qu'il y a effectivement des

différences importantes entre les régions. La présente section tente en grande partie d'expliquer la tendance de ces différences. Il semble que cette tendance soit liée à un autre résultat, soit les élasticités estimées en fonction des micro-données tirées d'un seul secteur du marché, celles-ci étant beaucoup plus faibles que les élasticités estimées à l'aide des moyennes urbaines.

Il convient de noter que les spécifications ne comprennent pas de terme relatif au prix net du logement. En fait, il semble raisonnable de supposer que, dans chaque province, le prix net du logement que doivent supporter les ménages est relativement constant[1]. En particulier, le tableau 4.2 indique que le prix des nouveaux logements varie sensiblement d'une province à une autre, et ce surtout à cause des variations du prix des terrains, mais qu'il y a peu de différences entre les grands centres urbains d'une même province (à l'exception de l'Ontario, où la différence entre Toronto, la banlieue de Toronto et les autres grands centres urbains de la province est assez prononcée). Ainsi, bien que l'ensemble des grands centres urbains de l'Alberta comprenne deux secteurs bien distincts, soit Calgary et Edmonton, il apparaît que le prix net du logement ne diffère que de quelques points de pourcentage, de sorte que le fait d'inclure plusieurs marchés dans un seul échantillon ne constitue pas un problème important.

Les élasticités-revenu indiquées au tableau 7.1 sont calculées à l'aide de deux fonctions différentes, la fonction linéaire et la fonction bi-logarithmique. Selon la fonction linéaire, une augmentation d'un dollar du revenu entraîne une augmentation des dépenses d'un montant constant, quel que soit le niveau de revenu; cette fonction suppose aussi que le pourcentage de l'augmentation des dépenses consécutive à une hausse de revenu de 1 %, c'est-à-dire l'élasticité-revenu, tend vers un au fur et à mesure que le revenu augmente[2]. Dans le tableau 7.1, les élasticités calculées à l'aide de cette fonction supposent toutes le même niveau de revenu, soit le revenu canadien moyen des propriétaires. Selon la fonction bi-logarithmique, l'élasticité est constante et elle est indiquée par le coefficient logarithmique du revenu[3]. Les deux fonctions présentent chacune un inconvénient; en effet, la fonction linéaire suppose que l'élasticité tend vers un à mesure que le revenu augmente, et la fonction bi-logarithmique, qui ne limite pas la taille de l'élasticité, suppose que celle-ci est la même à tous les niveaux de revenu. Comme il n'y a aucune raison théorique de préférer une fonction à une autre, les deux ont été utilisées.

Voir note(s) à la page 215.

TABLEAU 7.1. Élasticités-revenu des dépenses de logement des propriétaires, selon la région, 1971

Région	Élasticités[1]		Rapport de la valeur moyenne du logement au revenu du ménage	Revenu moyen du ménage $
	Linéaires[2]	Bi-logarithmiques		
RMR de Toronto	.18 (.23)	.17 (.13)	2.40	14,555
RMR de Montréal	.40 (.34)	.27 (.18)	1.56	13,219
Urbaine 30,000 et plus				
Terre-Neuve	.25 (.18)	.16 (.09)	2.01	12,296
Nouvelle-Écosse	.24 (.28)	.35 (.23)	1.79	13,190
Nouveau-Brunswick	.38 (.23)	.30 (.13)	1.72	10,816
Québec	.31 (.25)	.25 (.14)	1.56	13,464
Ontario	.25 (.23)	.22 (.14)	2.15	13,186
Manitoba	.31 (.19)	.23 (.14)	1.69	11,212
Saskatchewan	.37 (.24)	.26 (.16)	1.74	10,059
Alberta	.26 (.24)	.22 (.18)	1.92	12,640
Colombie-Britannique	.26 (.26)	.18 (.14)	2.37	11,742
Canada	.27 (.22)	.23 (.14)	2.01	12,697
Urbaine de moins de 30,000				
Terre-Neuve	.56 (.22)	.41 (.21)	1.44	7,487
Nouvelle-Écosse	.50 (.20)	.40 (.18)	1.52	8,556
Nouveau-Brunswick	.35 (.08)	.35 (.15)	1.39	8,072
Québec	.39 (.22)	.29 (.16)	1.48	9,919
Ontario	.33 (.16)	.26 (.14)	2.02	10,321
Manitoba	.37 (.27)	.25 (.16)	1.36	9,858
Saskatchewan	.48 (.23)	.32 (.19)	1.57	7,993
Alberta	.34 (.22)	.26 (.15)	1.72	9,484
Colombie-Britannique	.26 (.11)	.19 (.09)	2.03	10,220
Canada	.38 (.18)	.30 (.15)	1.78	9,707
Rurale non agricole				
Terre-Neuve	.47 (.14)	.42 (.18)	1.28	5,801
Nouvelle-Écosse	.61 (.19)	.45 (.19)	1.57	6,487
Nouveau-Brunswick	.51 (.09)	.21 (.06)	1.22	5,999
Québec	.47 (.19)	.27 (.27)	1.36	7,052
Ontario	.45 (.20)	.32 (.15)	2.19	8,511
Manitoba	.55 (.15)	.30 (.12)	1.53	5,655
Saskatchewan	.55 (.20)	.18 (.06)	1.49	4,964
Alberta	.39 (.10)	.33 (.15)	1.69	6,335
Colombie-Britannique	.36 (.15)	.25 (.11)	2.33	9,205
Canada	.54 (.20)	.38 (.16)	1.83	7,313
Ensemble du Canada	.40 (.26)	.40 (.22)	1.93	10,693

[1] Le $\bar{R}^2$ figure entre parenthèses.

[2] Les élasticités linéaires sont calculées selon l'hypothèse que le revenu s'élève à $10,693, soit le revenu moyen des ménages propriétaires au Canada.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

La faible valeur de chaque élasticité constitue l'aspect le plus frappant des résultats. Cela signifie que la proportion du revenu dépensé pour le logement diminue de façon très marquée avec l'augmentation du revenu. Les élasticités sont beaucoup moins élevées ici que dans la plupart des autres études (plus particulièrement, voir Muth, 1960, 1969; et Reid, 1962). Aucune d'elles n'atteint 0.5, bien que de Leeuw, dans sa célèbre étude des estimations des élasticités aux États-Unis, en soit arrivé à la conclusion que, d'après les résultats des analyses transversales, l'élasticité-revenu des propriétaires se situe un peu au-dessus de 1.0, ou est légèrement supérieure à celle des locataires (1971, p. 10). Dans un commentaire ultérieur, il affirme que les estimations des élasticités de T.H. Lee sont très faibles. Elles sont d'environ 0.65 pour les ménages locataires et de 0.8 pour les ménages propriétaires (1971, p. 5). Pourtant, nos estimations pour l'ensemble du Canada sont de beaucoup inférieures aux estimations précitées, même à celles de Lee.

Comme l'indique le chapitre 3, le biais de l'estimation de la valeur marchande explique partiellement la différence entre ces élasticités et celles estimées à l'aide de données agrégées. Pour cette raison, les élasticités relatives aux propriétaires sont augmentées d'environ 15 %. Un tel rajustement est nécessaire étant donné que le loyer imputé n'est pas compris dans le revenu des propriétaires. Cette situation est compensée en partie par un rajustement à la baisse qui est requis parce que la variable valeur du logement est utilisée au lieu de la variable dépenses de logement, qui est plus appropriée et comprend des éléments tels que le coût du chauffage. Somme toute, le rajustement net attribuable à ces deux facteurs n'est pas supérieur à 15 % (voir de Leeuw, 1971). Enfin, on utilise le revenu mesuré plutôt que le revenu permanent, ce qui affecte l'élasticité d'un biais par défaut, bien que des études récentes montrent qu'il ne s'agit en fait que d'un faible biais. Selon les résultats de Carliner, le rajustement maximal apporté aux élasticités est de 26 % pour les propriétaires et de 18 % pour les locataires (1973, p. 530). Une fois tous ces rajustements effectués, aucune des élasticités relatives aux propriétaires n'excède 0.8 et aucune des élasticités relatives aux locataires (pour lesquelles seul le dernier rajustement est requis) ne s'approche même de 0.6. Pourtant, comme il a été mentionné précédemment, de Leeuw a qualifié ces élasticités de "très faibles".

Nous allons maintenant examiner de plus près ces élasticités. D'abord, il apparaît que les élasticités estimées à l'aide de la fonction bi-logarithmique sont systématiquement plus faibles que celles qui sont évaluées au moyen de la fonction linéaire. De plus, la variation relative aux dépenses de logement qui est expliquée par la variation de revenu (comme l'indique le R^2) est généralement beaucoup moins élevée lorsque la fonction bi-logarithmique est utilisée. Cela laisse supposer qu'il est préférable d'employer la fonction linéaire[4].

Ces résultats indiquent clairement que plus le niveau d'urbanisation est bas, plus les élasticités relatives aux propriétaires augmentent[5]. En d'autres mots, il apparaît que la proportion de revenu que les propriétaires consacrent au logement diminue invariablement avec le revenu, mais que cette diminution est moins forte dans les régions rurales. Cela montre que dans les régions moins urbanisées, le rapport entre la valeur marchande moyenne du logement et le revenu des ménages pauvres est relativement faible, sans pour autant que le rapport pour les ménages aisés soit relativement élevé. Le Québec fait exception à cette tendance, les élasticités observées variant peu entre les grands centres urbains, les petites agglomérations urbaines et les régions rurales. En outre, il y a une grande différence entre Toronto et Montréal. À Montréal, l'élasticité relative aux propriétaires s'élève à 0.40, ce qui est considérablement supérieur à la plus forte élasticité enregistrée pour un grand centre urbain de n'importe quelle province, et presque le double de l'élasticité pour Toronto (0.18).

Dans le cas de l'élasticité-revenu s'appliquant aux locataires, il n'existe aucun rapport systématique entre le niveau d'urbanisation et l'importance de l'élasticité-revenu. De façon générale, ces élasticités sont plus faibles que celles obtenues pour les propriétaires (0.16 à 0.34 dans les grands centres urbains comparativement à 0.24 à 0.38), ce qui corrobore les résultats habituels, c'est-à-dire que les élasticités relatives aux locataires sont moins élevées que celles des propriétaires (de Leeuw, 1971). La différence est beaucoup plus marquée dans les régions rurales que dans les grands centres urbains.

Il y a lieu de croire qu'il existe un lien entre les faibles valeurs de ces élasticités et la structure des élasticités dans les groupes de diverses catégories d'habitat. Il est possible de supposer qu'ils sont tous deux attribuables à des

---

Voir note(s) à la page 215.

phénomènes qui, d'une façon générale, sont des manifestations des règles sociales. Ces règles varient probablement en fonction du revenu moyen de la collectivité. Lorsque les élasticités-revenu sont calculées à l'aide de données agrégées, les valeurs obtenues représentent essentiellement l'élasticité liée aux règles sociales concernant le logement, compte tenu du revenu moyen de la collectivité. On pourrait croire que cette élasticité est sensiblement plus élevée que celle qui est calculée pour les membres d'une collectivité, vu que les règles sociales relatives au logement limitent le choix des personnes d'une collectivité. Les résultats d'études récentes menées aux États-Unis corroborent cette supposition. L'élasticité-revenu de la demande de logements calculée pour la ville de St. Louis à l'aide de microdonnées est évaluée à seulement 0.32 pour les locataires et à 0.40 pour les propriétaires (Kain et Quigley, 1975, p. 333). Carliner a aussi utilisé des microdonnées pour évaluer l'élasticité pour l'ensemble des États-Unis, de sorte que l'élasticité selon les usages et l'élasticité effective d'une collectivité ont chacune un coefficient de pondération; il obtient 0.48 pour les locataires et 0.58 pour les propriétaires (1973, p. 530). Ces résultats sont semblables à ceux que de Leeuw a obtenus à l'aide des médianes pour régions métropolitaines, soit 0.81 pour les locataires et 1.34 pour les propriétaires (1971, p. 8-9)[6,7].

Examinons maintenant la contrainte que les règles sociales exercent sur le choix individuel. Dans le cas des logements individuels non attenants, l'acheteur éventuel est limité considérablement dans son choix en raison du fait qu'il ne peut pas trouver une certaine "catégorie" de logement si cette catégorie est inférieure au seuil minimal fixé. Si un acheteur désire acquérir une maison individuelle non attenante dans la RMR de Toronto, il aura de la difficulté à trouver une maison située sur un lot d'une façade de 20 pieds offrant 700 pieds carrés d'espace habitable et une toilette extérieure. De façon générale, les règlements de construction et de zonage ne permettent pas la construction d'une telle maison (rapport du groupe d'étude sur le logement et l'expansion urbaine, 1969, p. 41). Toutefois, si l'acheteur réside dans une région rurale non agricole, il pourra très bien trouver un logement qui offre toutes ces caractéristiques. Le revenu moyen de la collectivité détermine dans une grande mesure le seuil minimal prescrit par les règlements municipaux, et il est beaucoup plus faible dans les régions rurales que dans les grands centres urbains.

Voir note(s) à la page 215.

TABLEAU 7.2. Élasticités-revenu des dépenses de logement des locataires, selon la région, 1971

Région	Élasticités[1]		Rapport du loyer annuel moyen au revenu du ménage	Revenu moyen du ménage $
	Linéaires[2]	Bi-logarithmiques		
RMR de Toronto	.21 (.22)	.18 (.17)	.20	9,379
RMR de Montréal	.24 (.17)	.14 (.12)	.17	8,295
Urbaine 30,000 et plus				
Terre-Neuve	.21 (.14)	.12 (.07)	.18	7,911
Nouvelle-Écosse	.21 (.14)	.15 (.11)	.21	8,171
Nouveau-Brunswick	.16 (.04)	.05 (.02)	.17	7,264
Québec	.25 (.22)	.13 (.11)	.17	8,133
Ontario	.25 (.23)	.19 (.18)	.20	8,865
Manitoba	.32 (.23)	.19 (.15)	.19	7,249
Saskatchewan	.34 (.21)	.23 (.21)	.21	6,438
Alberta	.22 (.18)	.16 (.12)	.20	7,902
Colombie-Britannique	.22 (.17)	.17 (.14)	.22	7,407
Canada	.26 (.21)	.16 (.14)	.19	8,232
Urbaine moins de 30,000				
Terre-Neuve	.24 (.15)	.25 (.21)	.14	8,889
Nouvelle-Écosse	.21 (.05)	.05(-.00)	.18	6,308
Nouveau-Brunswick	.33 (.23)	.27 (.27)	.18	6,349
Québec	.19 (.09)	.13 (.09)	.16	7,116
Ontario	.18 (.09)	.18 (.14)	.18	7,836
Manitoba	.39 (.37)	.33 (.33)	.18	7,960
Saskatchewan	.24 (.15)	.19 (.15)	.19	6,406
Alberta	.29 (.24)	.18 (.14)	.18	7,373
Colombie-Britannique	.25 (.15)	.17 (.13)	.20	7,557
Canada	.23 (.12)	.17 (.12)	.18	7,382
Rurale non agricole				
Terre-Neuve	.15 (.04)	-.00(-.00)	.14	6,817
Nouvelle-Écosse	.39 (.14)	.27 (.15)	.15	5,957
Nouveau-Brunswick	.03(-.02)	-.01(-.18)	.16	5,937
Québec	.18 (.07)	.16 (.09)	.14	6,804
Ontario	.31 (.14)	.22 (.12)	.16	7,314
Manitoba	.18 (.04)	.06(-.00)	.13	7,513
Saskatchewan	.33 (.21)	.15 (.10)	.15	6,053
Alberta	.11 (.01)	.09 (.02)	.14	7,036
Colombie-Britannique	.28 (.13)	.21 (.12)	.15	7,848
Canada	.25 (.10)	.18 (.09)	.15	7,057
Ensemble du Canada	.26 (.19)	.17 (.13)	.18	8,009

[1] Le $\bar{R}^2$ figure entre parenthèses.

[2] Les élasticités linéaires sont calculées selon l'hypothèse que le revenu s'élève à $8,009, soit le revenu moyen des ménages locataires au Canada.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

Même s'il n'y avait pas de codes du bâtiment, il y aurait quand même peu d'ensembles de logements de faible qualité dans les grands centres urbains à cause du prix élevé des terrains. Plus la région est densément peuplée et plus le revenu moyen est important, plus le prix moyen des terrains est élevé. Dans les régions où les prix sont considérables, un acheteur pourrait, en principe, choisir une maison individuelle non attenante située sur un terrain de très faible superficie, mais une telle maison offrirait tellement peu d'avantages comparativement à un immeuble à logements multiples qu'il est peu probable que l'on trouve ce genre de logement. Ainsi, dans les régions où le prix des terrains est élevé ou les règlements de zonage sévères, le nombre de propriétaires de maisons individuelles non attenantes est probablement assez faible et, de façon générale, la catégorie de logement choisie par les acheteurs est relativement constante jusqu'à ce que le revenu atteigne un niveau à partir duquel la contrainte d'un ensemble minimal de logement n'exerce plus d'effet. Cela implique que l'élasticité-revenu est assez faible dans ces régions.

Il convient maintenant de rappeler l'hypothèse du "revenu relatif" de Duesenberry concernant le comportement du consommateur (1949). Selon cette hypothèse, la consommation d'un ménage dépend non seulement du revenu de ce ménage, mais aussi de la consommation d'autres ménages, particulièrement celle des ménages qui se situent au niveau du revenu médian de la collectivité. L'hypothèse explique pour quelle raison l'élasticité-revenu dans les régions est inférieure à l'élasticité-revenu entre les régions. Toutefois, elle n'explique pas pour quelle raison l'élasticité est plus élevée dans les régions rurales que dans les régions urbaines. L'hypothèse de l'ensemble minimal de logement explique cette tendance[8]. Elle implique que les ménages à faible revenu des régions urbaines portent un fardeau plus lourd à cause des règlements de zonage et de construction plus sévères.

Comme il a été mentionné précédemment, il n'est pas prouvé que chez les locataires, les élasticités augmentent en fonction de la diminution du niveau d'urbanisation. Plusieurs des explications fournies à ce sujet sont fondées sur l'hypothèse des usages. D'abord, la contrainte relative à l'ensemble minimal de logement touche beaucoup moins les logements loués que les logements individuels non attenants occupés par le ménage propriétaire, étant donné que les logements loués ne sont pas, de façon générale, des logements individuels non attenants (en 1971, la proportion des logements loués autres que des logements individuels non attenants était de 80 %

Voir note(s) à la page 215.

pour le Canada, 90 % pour la RMR de Toronto et 96 % pour la RMR de Montréal - Recensement du Canada de 1971, volume II.3, tableaux 1 et 2) et que les codes du bâtiment sont beaucoup moins rigoureux quant à l'espace habitable et à la superficie du terrain permis pour chaque logement. Il est possible de louer de très petits logements. Toutefois, les règlements de construction imposent certaines normes qualitatives de base qu'il faut respecter.

En outre, les possibilités d'achat influent directement sur les élasticités s'appliquant aux locataires. Plus particulièrement, dans les grands centres urbains où le logement individuel non attenant occupé par le propriétaire et l'ensemble minimal de services compris coûtent cher, nombre de ménages à faible revenu louent un logement alors qu'ils pourraient en acheter un dans une région rurale. Si l'on suppose que l'accession à la propriété est liée à une préférence marquée pour l'achat d'une maison, alors le groupe qui se voit dans l'obligation de louer consommera beaucoup pour le logement, c'est-à-dire payera un loyer élevé, ce qui aura pour effet d'augmenter le loyer moyen payé par l'ensemble des locataires à faible revenu. Comme un tel effet ne se manifeste pas lorsque les revenus sont plus élevés, il en résulte que l'élasticité du logement pour les locataires est plus faible qu'en l'absence d'un minimum fixé pour le logement et les services. L'élasticité se trouve ainsi à diminuer dans les grands centres urbains par rapport aux régions moins urbanisées.

De plus, chez les locataires, il existe un lien étroit entre la disponibilité et le caractère d'immobilité des logements. Dans les régions moins densément peuplées, le marché du logement est relativement faible. Par conséquent, les bailleurs qui redoutent les risques n'offrent qu'une gamme restreinte de commodités. Leur attitude s'explique de la façon suivante. Supposons que 5 % de tous les ménages locataires éventuels recherchent des logements de très grande qualité et que les personnes qui composent cette proportion sont réparties de façon aléatoire dans l'ensemble du pays. Supposons encore que dans un marché, soit une grande ville, le nombre de ces ménages atteint 90,000 contre 2,500 dans un autre marché. Dans les deux cas, le taux prévu d'inoccupation est de zéro pour les bailleurs qui offrent des logements de grande qualité équivalant à 5 % du parc immobilier. Toutefois, l'écart type du taux d'inoccupation est beaucoup plus élevé pour le deuxième marché que pour le premier. Bien que la probabilité d'un taux d'inoccupation supérieur à 10 % soit virtuellement nulle pour le premier marché, elle est de 12.5 %

pour le deuxième[9]. Il faut ajouter que, dans une certaine mesure, les raisons qui empêchent un bailleur d'offrir des commodités qui excèdent un certain niveau retiendront aussi un ménage prudent de faire construire une maison sur commande qui n'entre pas dans une catégorie précise. Il est possible qu'à un certain moment le ménage propriétaire désire vendre et qu'il lui soit difficile dans un marché restreint, de trouver un acheteur qui recherche un logement de qualité supérieure. Toutefois, le facteur du marché restreint ou du risque monétaire sera manifestement moins important pour le ménage propriétaire que pour le bailleur parce que le premier peut généralement déterminer la date de son départ. C'est pourquoi les élasticités observées pour les locataires devraient être sensiblement moins élevées que celles qui sont calculées pour les propriétaires dans les régions très peu peuplées, étant donné que les locataires qui ont un revenu élevé éprouvent de la difficulté à trouver un logement de qualité supérieure. En somme, il existe une contrainte considérable relative à l'ensemble minimal du logement pour les propriétaires dans les grands centres urbains, tandis que, dans les régions moins urbanisées, les locataires sont touchés par une contrainte particulière à l'ensemble optimal du logement.

7.2. Âge et élasticité-revenu du logement

Au chapitre 4, nous avons vu que les dépenses moyennes engagées pour le logement varient selon l'âge du chef de ménage. Nous allons maintenant chercher à déterminer si le rapport entre les dépenses de logement et les variations du revenu varie avec l'âge. Autrement dit, supposons que le revenu moyen par ménage canadien augmente. La hausse des dépenses de logement consécutives à l'augmentation du revenu va-t-elle, dans l'ensemble, être fonction de l'âge du chef de ménage? Les tableaux 7.3 et 7.4 ainsi que le graphique 7.1 nous renseignent à ce sujet.

Dans le cas des propriétaires, on n'a relevé aucune tendance marquée de la variation de l'élasticité avec l'âge. À Toronto, chez les chefs âgés de 30 à 64 ans, l'élasticité-revenu varie très peu en fonction de l'âge[10]. À Montréal et à Toronto, l'élasticité enregistrée chez les chefs âgés de plus de 65 ans est relativement élevée; ce phénomène est peut-être attribuable au fait que, dans ces marchés importants, il y a une telle quantité de logements que, lorsque les gens prennent leur retraite, ils réussissent assez facilement à trouver un logement en fonction de leur nouveau revenu. Dans les régions rurales non agricoles, des propriétaires âgés ont

Voir note(s) à la page 215.

TABLEAU 7.3. Élasticité-revenu des dépenses de logement des propriétaires, selon l'âge du chef de ménage et selon la région, 1971

Région	Âge du chef						
	Moins de 25	25-29	30-34	35-44	45-54	55-64	65+
				Élasticité linéaire[1]			
RMR de Toronto	.34 (.37)	.08 (.01)	.17 (.23)	.18 (.22)	.17 (.18)	18 (.27)	.23 (.24)
RMR de Montréal	.00 (-.09)	.37 (.41)	.40 (.22)	.34 (.30)	.45 (.34)	.39 (.37)	.45 (.40)
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	.12 (.01)	.29 (.14)	.26 (.16)	.29 (.23)	.28 (.24)	.24 (.21)	.27 (.18)
Urbaine moins de 30,000	.64 (.29)	.36 (.13)	.29 (.09)	.37 (.20)	.40 (.18)	.33 (.11)	.38 (.12)
Rurale non agricole	.72 (.20)	.69 (.28)	.57 (.19)	.62 (.24)	.48 (.19)	.48 (.15)	.50 (.11)
Total	.52 (.17)	.48 (.23)	.39 (.20)	.40 (.26)	.39 (.26)	.36 (.24)	.42 (.20)
				Élasticité bi-logarithmique			
RMR de Toronto	.21 (.10)	-.03 (-.00)	.26 (.17)	.16 (.11)	.17 (.12)	.17 (.14)	.17 (.13)
RMR de Montréal	-.06 (-.08)	.21 (.08)	.36 (.22)	.28 (.16)	.38 (.23)	.17 (.12)	.26 (.17)
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	.03 (-.00)	.17 (.05)	.20 (.10)	.29 (.14)	.25 (.12)	.20 (.12)	.20 (.10)
Urbaine moins de 30,000	.18 (.07)	.25 (.09)	.48 (.18)	.40 (.17)	.32 (.13)	.25 (.13)	.25 (.10)
Rurale non agricole	.29 (.09)	.46 (.20)	.49 (.18)	.46 (.18)	.41 (.17)	.27 (.11)	.32 (.09)
Total	.24 (.08)	.43 (.20)	.41 (.18)	.48 (.22)	.41 (.20)	.34 (.20)	.34 (.15)
				Rapport de la valeur au revenu $(\overline{SV}/\overline{Y})$[2]			
RMR de Toronto	2.58	2.58	2.37	2.43	2.24	2.21	3.16
RMR de Montréal	1.74	1.72	1.62	1.58	1.45	1.52	1.88
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	2.35	2.06	2.09	2.01	1.81	1.90	2.67
Urbaine moins de 30,000	1.67	1.86	1.85	1.71	1.55	1.68	2.51
Rurale non agricole	1.85	1.67	1.82	1.69	1.64	1.87	2.38
Total	2.02	1.93	1.99	1.90	1.73	1.85	2.57
				Niveau de revenu où SV/Y est égal à 2.25[3]			
RMR de Toronto	15,790	15,300	16,100	16,497	15,745	15,312	15,682
RMR de Montréal	6,340	7,098	7,098	7,990	7,047	7,154	7,012
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	9,437	10,090	11,029	11,420	10,734	10,445	10,377
Urbaine moins de 30,000	4,384	7,392	8,044	7,643	6,583	6,272	6,576
Rurale non agricole	3,936	4,130	5,517	4,989	5,541	5,242	4,856
Total	6,336	7,690	8,990	9,205	8,392	7,995	7,717
				Valeur moyenne ($)			
RMR de Toronto	32,250	33,839	35,683	36,259	35,403	34,664	31,462
RMR de Montréal	14,269	18,156	19,307	21,468	22,343	20,428	17,565
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	21,164	23,544	25,524	27,128	26,682	24,930	22,107
Urbaine moins de 30,000	13,272	18,106	19,442	19,733	18,107	15,665	14,227
Rurale non agricole	11,076	13,179	14,824	14,925	15,202	12,982	10,644
Total	15,390	19,414	21,636	23,150	22,309	19,791	16,364
				Coefficient de variation de la valeur			
RMR de Toronto	.36	.28	.31	.41	.33	.37	.42
RMR de Montréal	.37	.36	.46	.50	.56	.62	.68
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	.41	.40	.40	.44	.47	.49	.53
Urbaine moins de 30,000	.63	.48	.48	.55	.59	.63	.68
Rurale non agricole	.79	.71	.76	.82	.83	.88	.92
Total	.63	.53	.52	.53	.59	.64	.72

[1] Le $\bar{R}^2$ figure entre parenthèses. Les élasticités linéaires sont calculées selon un revenu de $10,693, soit le revenu des ménages propriétaires du Canada.

[2] SV est la valeur marchande; Y le revenu du ménage; le trait au-dessus d'un symbole indique qu'il s'agit d'une moyenne.

[3] Le niveau de revenu où le rapport valeur-revenu est égal à 2.25 est établi à l'aide des estimations des MCO de la fonction linéaire.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

TABLEAU 7.4. Élasticité-revenu des dépenses de logement des locataires, selon l'âge du chef de ménage et selon la région, 1971

Région	Âge du chef						
	Moins de 25	25-29	30-34	35-44	45-54	55-64	65+
				Élasticité linéaire[1]			
RMR de Toronto	.14 (.06)	.16 (.11)	.18 (.15)	.21 (.17)	.19 (.23)	.23 (.34)	.32 (.32)
RMR de Montréal	.17 (.07)	.23 (.12)	.23 (.15)	.18 (.09)	.19 (.13)	.34 (.36)	.26 (.18)
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	.21 (.10)	.18 (.11)	.23 (.17)	.25 (.17)	.24 (.18)	.29 (.34)	.30 (.27)
Urbaine moins de 30,000	.16 (.04)	.24 (.12)	.20 (.07)	.23 (.14)	.17 (.07)	.11 (.04)	.37 (.23)
Rurale non agricole	.28 (.10)	.26 (.07)	.18 (.04)	.20 (.07)	.24 (.13)	.24 (.13)	.24 (.07)
Total	.21 (.09)	.21 (.12)	.24 (.14)	.25 (.15)	.24 (.16)	.29 (.30)	.32 (.27)
				Élasticité bi-logarithmique			
RMR de Toronto	.08 (.05)	.10 (.09)	.14 (.11)	.15 (.11)	.16 (.14)	.19 (.19)	.33 (.28)
RMR de Montréal	.06 (.07)	.10 (.07)	.11 (.07)	.10 (.06)	.13 (.09)	.12 (.12)	.17 (.18)
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	.10 (.08)	.11 (.07)	.12 (.08)	.15 (.09)	.16 (.12)	.17 (.18)	.28 (.23)
Urbaine moins de 30,000	.08 (.05)	.15 (.08)	.14 (.07)	.13 (.06)	.15 (.09)	.13 (.08)	.25 (.17)
Rurale non agricole	.13 (.07)	.14 (.04)	.14 (.03)	.14 (.05)	.15 (.07)	.14 (.08)	.24 (.11)
Total	.10 (.07)	.12 (.07)	.13 (.07)	.15 (.08)	.16 (.11)	.18 (.16)	.29 (.23)
				Rapport du loyer au revenu (12 x $\overline{GR}/\overline{Y}$)[2]			
RMR de Toronto	.22	.19	.19	.20	.18	.19	.27
RMR de Montréal	.19	.17	.17	.17	.15	.16	.19
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	.22	.18	.18	.18	.17	.17	.23
Urbaine moins de 30,000	.19	.17	.17	.16	.16	.16	.25
Rurale non agricole	.18	.16	.15	.13	.12	.14	.19
Total	.21	.18	.18	.18	.16	.17	.23
				Niveau de revenu estimé où le rapport loyer-revenu est .27[3]			
RMR de Toronto	6,346	6,742	6,581	6,666	6,542	6,220	5,914
RMR de Montréal	4,555	4,793	4,816	4,921	4,701	4,298	4,530
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	5,372	5,489	5,474	5,392	5,156	4,767	4,794
Urbaine moins de 30,000	4,508	4,558	4,813	4,549	4,469	4,045	3,584
Rurale non agricole	3,646	3,815	4,039	3,629	3,215	3,091	2,639
Total	5,073	5,153	5,172	5,110	4,861	4,517	4,443
				Loyer brut: moyenne ($)			
RMR de Toronto	147	162	160	163	164	156	133
RMR de Montréal	107	121	120	120	118	118	110
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	125	134	136	135	132	125	112
Urbaine moins de 30,000	106	114	119	116	110	95	83
Rurale non agricole	91	97	100	90	86	78	62
Total	120	128	130	129	125	118	104
				Coefficient de variation du loyer brut			
RMR de Toronto	.33	.30	.37	.34	.37	.44	.48
RMR de Montréal	.33	.37	.35	.42	.44	.52	.54
Canada							
Urbaine 30,000 et plus	.38	.34	.36	.42	.46	.49	.57
Urbaine moins de 30,000	.39	.36	.45	.39	.44	.46	.55
Rurale non agricole	.43	.46	.52	.49	.51	.49	.50
Total	.39	.36	.40	.44	.48	.51	.59

[1]Le $\overline{R}^2$ figure entre parenthèses. Les élasticités-revenu linéaires sont calculées selon un revenu de $8,009, soit le revenu moyen des ménages locataires au Canada.

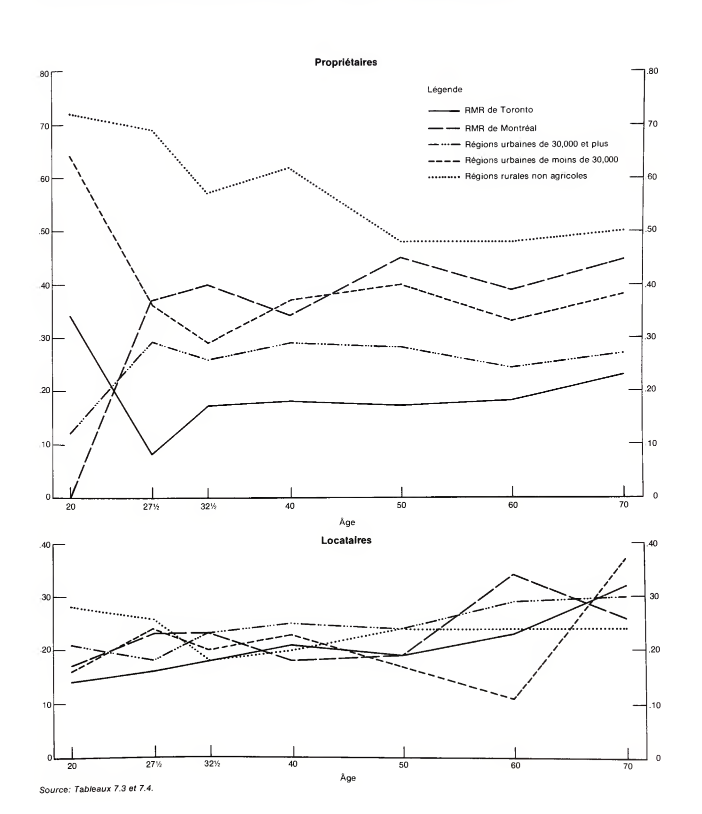
[2]GR est le loyer brut; Y le revenu du ménage; le trait au-dessus d'un symbole indique qu'il s'agit d'une moyenne.

[3]Le niveau de revenu où le rapport loyer-revenu est égal à .27 est établi à l'aide des estimations des MCO de la fonction linéaire.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

Graphique 7.1

Élasticités-revenu selon l'âge du chef de ménage, la région et le mode d'occupation



Source: Tableaux 7.3 et 7.4.

un moins grand choix et sont donc moins portés à acheter une autre maison. À Toronto et dans toutes les régions où les marchés sont variés, notamment les grandes et les petites agglomérations urbaines, et les régions rurales non agricoles, l'élasticité pour une des deux tranches d'âge les plus jeunes atteint un sommet. Ceci est probablement lié au fait que les conditions d'admissibilité établies par les prêteurs (voir chapitre 2) ont tendance à biaiser l'élasticité vers un. Les très jeunes gens sont les plus touchés par cette pratique parce qu'ils n'ont pas accumulé la valeur nette leur permettant de faire un versement initial important au moment de l'achat d'un lcgement.

Bien que, pour pratiquement tous les groupes d'âge, l'élasticité soit beaucoup plus élevée dans les petites régions urbaines et les régions rurales non agricoles qu'ailleurs, l'écart est particulièrement grand chez les moins de 30 ans. Cette situation vient de ce que, dans ces régions, les jeunes ménages qui ont peu d'épargne sont soumis à une contrainte liée à l'ensemble minimal du logement beaucoup moins forte que ceux des régions plus urbanisées. Par conséquent, les dépenses moyennes de logement d'un jeune propriétaire sont beaucoup moins considérables dans les régions rurales que dans les régions urbanisées. Le rapport de la valeur moyenne des ventes au revenu moyen pour les ménages dont le chef est âgé de 25 à 29 ans s'élève à 2.58 dans la RMR de Toronto, à 2.06 dans toutes les grandes agglomérations urbaines, à 1.86 dans les petites agglomérations urbaines et à seulement 1.67 dans les régions rurales non agricoles. Quant aux ménages dont le chef est dans la force de l'âge (45-54 ans), les différences selon la catégorie d'habitat sont sensiblement moins prononcées, les rapports d'élevant respectivement à 2.24, 1.81, 1.55 et 1.64.

L'importance du revenu permanent par rapport au revenu courant engagé au chapitre des dépenses du logement, qui est indiquée par le R^2, est habituellement la meilleure explication que l'on puisse trouver dans le cas des chefs âgés de 35 à 54 ans. Dans ces tranches d'âge, le revenu courant atteint un sommet pour la plupart des groupes professionnels et niveaux d'instruction, de même qu'il est plus représentatif du revenu moyen gagné durant la vie d'un consommateur que le revenu ordinaire à d'autres âges. Ce facteur est particulièrement important dans le cas des personnes très scolarisées, car leur revenu augmente très rapidement avec l'âge.

Les résultats présentés ici sont quelque peu similaires à ceux de King (1972). Dans son analyse portant sur l'achat de maisons en 1967-1969 dans le SMSA de New Haven, il constate que le R^2 est égal à 0.63 chez les ménages dont le chef est âgé de 40 à 50 ans par rapport à 0.34 chez ceux dont le chef a moins de 30 ans et à 0.17 chez ceux dont le chef a plus de 60 ans[11]. Il obtient également, contrairement à nos résultats, une élasticité beaucoup plus faible chez les ménages d'âge avancé que chez ceux dont le chef est âgé de 30 à 60 ans. Ce phénomène est peut-être imputable à l'application de l'impôt sur les gains en capital aux États-Unis. En effet, un tel impôt dissuade le consommateur de vendre sa maison pour en acheter une plus petite.

La courbe de variation de l'élasticité en fonction de l'âge est assez différente dans le cas des locataires. Dans la plupart des régions, l'élasticité augmente avec l'âge, de sorte que, quoique pour l'ensemble des tranches d'âge, les élasticités des locataires soient moindres que celles des propriétaires, on observe habituellement le contraire dans le cas des ménages âgés. Cela confirme l'hypothèse selon laquelle le revenu permanent est un facteur déterminant des dépenses de logement. Chez les locataires d'âge mûr, contrairement aux propriétaires, le problème de retrancher le revenu de location imputé du revenu ordinaire ne se pose pas de sorte que le revenu mesuré est assez représentatif du revenu permanent. Ces résultats reflètent peut-être également les coûts de transactions plus élevés pour les propriétaires que pour les locataires. À cause de ces coûts, les propriétaires âgés peuvent hésiter à déménager pour ajuster leurs dépenses de logement en fonction de leur revenu réduit.

Dans les régions rurales, contrairement aux autres régions, les très jeunes ménages jouissent d'une plus grande élasticité que les ménages dont le chef est âgé de 30 à 44 ans. Pour tous les groupes d'âge et dans les régions rurales et les petites régions urbaines, les élasticités du locataire sont plus faibles que celles du propriétaire. En effet, dans les régions rurales, les élasticités du locataire correspondent habituellement à bien moins que la moitié de celles du propriétaire. De même, dans ces régions, les dépenses des ménages locataires engagées au chapitre du logement interviennent pour un pourcentage très bas du revenu. Ainsi, bien qu'à Toronto le loyer annuel brut représente 27 % du revenu ordinaire des ménages âgés,

Voir note(s) à la page 215.

il figure pour 23 % dans les grandes régions urbaines, 25 % dans les petites régions urbaines et seulement 19 % dans les régions rurales non agricoles. Cela est particulièrement vrai dans le cas des ménages âgés vivant dans des régions rurales, qui ont un revenu annuel moyen beaucoup moins élevé (seulement $3,800), que celui des ménages des régions urbaines, par exemple dans la RMR de Toronto, où il s'élève à $6,000.

7.3. Revenu et patrimoine, composition du ménage et dépenses relatives au logement

Le modèle de logement élémentaire présenté plus haut nous a permis de tirer des conclusions probantes sur certaines questions importantes. Pour nombre de raisons, il faut maintenant construire un modèle plus complet. Du point de vue purement statistique, les estimations paramétriques du modèle élémentaire sont dans l'ensemble affectées d'erreurs systématiques de spécification. Sur le plan pratique, il est intéressant d'élaborer un modèle qui puisse saisir les effets dont il est question au chapitre 2. Par surcroît, nous estimons un tel modèle pour les RMR de Toronto et de Montréal. Ce modèle comporte entre autres variables le revenu transitoire, le revenu permanent et la valeur nette d'option (voir chapitres 2 et 3 pour les définitions et estimations), ainsi que des variables décrivant la taille et le genre des ménages[12].

7.3.1. Composition du ménage et dépenses relatives au logement

Pour saisir les effets de la taille du ménage, nous utilisons deux variables: le nombre d'enfants âgés de moins de 18 ans et le nombre d'adultes. Nous procédons ainsi en raison de l'endogénéité éventuelle liée aux adultes mais non aux enfants. Dans le cas des enfants de moins de 18 ans, tout porte à croire que la décision concernant la composition du ménage est liée de façon exogène à la décision relative au logement. Autrement dit, les parents ne choisissent vraisemblablement pas leur logement, puis décident lesquels parmi leurs enfants auront droit de partager ce logement avec eux. Par ailleurs, un adulte propriétaire ou locataire d'un logement peut décider, s'il a des pièces de trop, d'inviter un autre adulte à se joindre à son ménage. Or, dans le cas des adultes, particulièrement de ceux qui sont

Voir note(s) à la page 215.

locataires, il arrive que le choix du logement et celui de la taille du ménage soient liés. En fait, les chiffres qui apparaissent aux tableaux 7.5 et 7.6 indiquent que la présence d'enfants entraîne plus de dépenses que la présence d'adultes et elle a une incidence beaucoup plus considérable pour les locataires que pour les propriétaires. Un ménage locataire qui a deux enfants, dont au moins un n'est pas encore âgé de six ans, dépense $9.30 de plus pour un logement à Toronto et $10.29 de plus à Montréal qu'un ménage sans enfants. Dans le cas des propriétaires, ces dépenses s'élèvent respectivement à $11.03 et $1.03 [13, 14] (mais aucun des coefficients calculés pour les propriétaires n'a de signification statistique). Ces résultats diffèrent de ceux de David (1962) qui ne fait toutefois aucune distinction entre les adultes et les enfants. Il constate une diminution appréciable des dépenses de logement lorsque la famille est nombreuse. Par ailleurs, Goldstein est arrivé à des résultats qui s'apparentent davantage aux nôtres. En effet, dans une autre étude menée aux États-Unis, il a constaté que la présence d'enfants a une incidence positive assez forte dans le cas des locataires, sauf pour les ménages dont le chef est âgé de moins de 30 ans, mais négative dans le cas des propriétaires[15]. En règle générale, les études américaines n'ont cependant pas permis de relever une incidence aussi significative et importante que celle enregistrée chez les locataires dans les deux villes. Cela est peut-être attribuable à une variante de l'hypothèse de l'ensemble minimal du logement. Dans les régions urbaines des États-Unis, les ménages qui ont des enfants peuvent louer plus facilement des logements spacieux et de qualité inférieure, ce qui n'est pas le cas à Montréal et à Toronto à cause de règlements de construction plus sévères. Dans son étude, David constate que le nombre de pièces augmente avec la taille du ménage, quoique le loyer diminue. Il est également vrai qu'à Toronto il est très courant qu'un propriétaire refuse de louer à un ménage qui compte des enfants, de sorte que ce dernier est souvent forcé d'opter pour un logement relativement coûteux et souvent rare à trouver[16].

D'après le tableau 7.6, chaque adulte qui s'ajoute à un ménage locataire augmente le loyer d'environ $8 à Toronto et de moins de $2 à Montréal. Cela suppose qu'à Toronto les ménages déjà constitués ne considèrent pas que l'augmentation de leur taille et, par conséquent, l'augmentation des dépenses au chapitre de l'alimentation et de l'habillement (et d'autres postes de dépenses relativement constantes par tête d'habitant) les obligent à réduire leurs dépenses de logement. Or, chez les adultes, l'effet positif assez considérable reflète surtout le fait que, lorsque

---

Voir note(s) à la page 215.

TABLEAU 7.5. Estimations des modèles de dépenses de logement des propriétaires, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

(Variable dépendante: valeur des ventes exprimée en centaines de dollars)

Variables	Modèles							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	RMR de Toronto				RMR de Montréal			
Chef de sexe féminin								
Célibataire	15.32	43.15[1]	19.19[2]	38.41[1]	42.19[1]	64.14[3]	57.81[3]	51.63[3]
Non célibataire	.073	25.68[3]	6.35	20.73[1]	- 2.98	20.45[2]	- 9.09	9.12
Chef de sexe masculin, non marié	-16.55[2]	- 9.09	- 3.35	-12.39[2]	-42.08[3]	-38.02[3]	-34.65[1]	-46.14[3]
Chef non marié[4]								
(Âge - 45)	- 1.81[3]	- 2.07[3]	.20	- 1.85[3]	- .32	- 1.19[2]	.73[2]	- .87[2]
(Âge - 45) - au carré	.049[3]	.053[3]	.031[2]	.048[3]	.024[2]	.036[2]	.041[2]	.039[2]
Chef marié[4]								
(Âge - 45)	.44[2]	- .043	2.57[3]	.21	1.17[3]	- .27	3.23[3]	.18
(Âge - 45) - au carré	- .025[1]	- .012	- .025[2]	- .027[1]	- .036[1]	- .013	- .033[1]	- .038[3]
Enfants moins de 6 ans présents	6.45[2]	7.89[2]	5.45	6.75[2]	3.40	6.11	- 1.74	3.33
Nombre d'enfants	2.45[2]	1.58[2]	.53	1.90[2]	- 1.55	- 2.54[2]	.15	- 1.45
Nombre d'adultes (-2)	1.54	3.36[2]	14.19[3]	3.48[2]	- 7.96[3]	- 6.78[1]	5.37[2]	- 7.10[1]
Chef de sexe masculin retraité[5]	7.31	25.32[1]	- 2.95	25.83[1]	9.23	32.59[1]	-24.32[3]	37.92[1]
Chef en chômage[6]	-15.31[2]	- 9.72	-27.83[1]	-11.30	- 5.54	.60	- 9.27	- 1.33
Années de scolarité du chef	7.44[3]	4.26[3]	5.33[3]	4.87[3]	6.59[3]	4.57[3]	6.01[3]	5.95[3]
Présence de plus d'un soutien	-20.71[3]	-17.47[3]	- 9.91[1]	-17.54[3]	-17.42[3]	-16.74[3]	.36	-17.86[3]
Chef travailleur autonome	52.20[3]	38.79[3]	48.04[3]	39.49[3]	37.68[3]	30.85[3]	46.40[3]	31.56[3]
Revenu mesuré[7]	4. 59[3]				6.31[3]			
Revenu transitoire				3.75[3]				5.85[3]
Revenu transitoire imprévu		3.76[3]				5.90[3]		
Revenu transitoire prévu		6.11[3]				11.07[3]		
Revenu permanent		6.68[3]	4.72[3]	5.68[3]		8.61[3]	4.22[3]	6.15[3]
Valeur nette d'option		.41[3]		.82[3]		.038		1.02[3]
Constante	207.06[3]	194.70[3]	207.59[3]	192.63	67.63[3]	59.58[3]	72.06[3]	53.89[3]
R^2	.307	.324	.240	.323	.418	.428	.250	.424
Nombre d'observations	3154	3154	3154	3154	1666	1666	1666	1666
Élasticité-revenu[8]	.192	.280	.206	.240	.404	.522	.321	.398

[1]Significatif à 5 %.

[2]$|t| \geq 1$.

[3]Significatif à 1 %.

[4]Dans la deuxième spécification, la statistique F du groupe des quatre variables âge, aux lignes 4 à 7, est de 2.58 pour la RMR de Toronto et de 1.14 pour la RMR de Montréal.

[5]Chefs de sexe masculin âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6]Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7]Revenu réel du ménage.

[8]Élasticité-revenu calculée selon les moyennes des variables. L'élasticité-revenu des modèles deux et quatre est calculée comme la somme des élasticités des éléments du revenu.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

TABLEAU 7.6. Estimations des modèles de dépenses de logement des locataires, RMR de Toronto et de Montréal, 1971
(Variable dépendante: loyer mensuel brut)

Variables	Modèles (1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
	RMR de Toronto				RMR de Montréal			
Chef de sexe féminin								
Célibataire	-16.71[1]	- 8.60[2]	-11.82[1]	- 8.50[2]	-11.25[1]	- 3.28[3]	- 6.18[2]	- 6.58[2]
Non célibataire	- 8.95[2]	1.43	- 6.45[3]	1.54	4.78[2]	14.85[1]	6.95[1]	11.06[1]
Chef de sexe masculin, non marié	-18.25[1]	-15.34[1]	-14.04[1]	-15.25[1]	-11.80[1]	- 7.70[1]	- 6.13[2]	- 9.70[1]
Chef non marié[4]								
(Âge - 45)	- .27[1]	- .32[1]	.30[1]	- .32[1]	.094[3]	- .066	.56[1]	.060
(Âge - 45) - au carré	.0076[3]	.011[2]	.0025	.011[1]	- .0014	.0041[3]	- .0035[3]	.0013
Chef marié[4]								
(Âge - 45)	.37[1]	.27[3]	1.27[1]	.27[3]	.28[1]	.094	.90[1]	.21[2]
(Âge - 45) - au carré	- .017[1]	- .019[1]	- .022[1]	- .019[1]	- .0089[2]	.00057	- .0054[3]	- .0071[3]
Enfants moins de 6 ans présents	1.33	.60	- .63	.58	7.21[1]	6.44[1]	6.21[1]	6.81[1]
Nombre d'enfants	4.26[1]	4.35[1]	4.31[1]	4.35[1]	2.12[1]	1.92[1]	2.54[1]	2.21[1]
Nombre d'adultes (-2)	6.55[1]	7.87[1]	12.77[1]	7.89[1]	.71	1.95[2]	6.83[1]	1.52[3]
Chef de sexe masculin retraité[5]	- 4.95	4.71	- 8.09[3]	4.75	3.23	10.20[1]	- 1.84	10.16[1]
Chef en chômage[6]	- 8.77[2]	- 6.24[3]	-10.75[2]	- 6.22[3]	- 2.23	- .34	- 4.88[3]	- 1.04
Années de scolarité du chef	3.43[1]	2.04[1]	2.51[1]	2.04[1]	3.11[1]	2.27[1]	2.85[1]	2.43[1]
Présence de plus d'un soutien	- 4.03[3]	- 3.51[3]	5.14[2]	- 3.50[3]	- 3.08[3]	- 2.59[3]	4.40[1]	- 3.08[3]
Chef travailleur autonome	23.94[1]	15.90[1]	19.02[1]	15.84[1]	12.71[1]	7.07[2]	9.53[1]	8.48[1]
Sans cuisinière ni réfrigérateur	-10.28[1]	- 9.77[1]	-11.09[1]	- 9.76[1]	-18.90[1]	-18.27[1]	-19.34[1]	-18.45[1]
Revenu mesuré[7]	3.11[1]				2.92[1]			
Revenu transitoire				2.56[1]				2.64[1]
Revenu transitoire imprévu		2.57[1]				2.57[1]		
Revenu transitoire prévu		2.51[1]				4.66[1]		
Revenu permanent		3.91[1]	2.35[1]	3.94[1]		4.45[1]	1.81[1]	3.39[1]
Valeur nette d'option		.56[1]		.55[1]		- .034		.34[1]
Constante	97.76[1]	89.76[1]	106.51[1]	89.63[1]	76.73[1]	67.58[1]	79.25[1]	69.95[1]
R^2	.285	.302	.228	.302	.264	.272	.201	.269
Nombre d'observation	3416	3416	3416	3416	5117	5117	5117	5117
Élasticité-revenu[8]	.187	.269	.199	.270	.207	.309	.181	.262

[1] Significatif à 1 %.

[2] Significatif à 5 %.

[3] $|t| \geq 1$.

[4] Dans la deuxième spécification, la statistique F du groupe des quatre variables de l'âge, aux lignes 4 à 7, est de 8.87 pour la RMR de Toronto et de .86 pour la RMR de Montréal.

[5] Chefs de sexe masculin âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7] Revenu du ménage.

[8] Élasticité-revenu calculée selon les moyennes des variables. L'élasticité-revenu des modèles deux et quatre est calculée comme la somme des élasticités des éléments du revenu.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

deux personnes décident de partager un logement, leur dépense totale est supérieure à celle d'une personne qui gagne le même revenu total. Il est moins probable qu'une personne qui gagne $10,000 par année s'offre un appartement à deux chambres à coucher que deux personnes qui gagnent $5,000 chacune. On dénombre 41 % de chefs non mariés à Toronto et 38 % à Montréal[17]; les non-mariés sont ceux chez qui la décision de constituer un ménage est la plus vraisemblablement liée à la décision concernant le logement. Dans le cas des propriétaires, l'incidence de la présence d'un adulte de plus dans le ménage est minime à Toronto et sensiblement négative à Montréal (ces résultats sont assez similaires à ceux obtenus aux États-Unis). Somme toute, le nombre d'adultes, tout comme le nombre d'enfants, a un effet beaucoup moins positif sur les dépenses du propriétaire que sur celles du locataire au chapitre du logement.

La plupart des autres variables des modèles de régression sont liées au revenu et au patrimoine du ménage. Le revenu mesuré est la seule variable de revenu explicite incluse dans la première spécification. Les coefficients du revenu y sont très similaires à ceux présentés aux tableaux 7.1 et 7.2. En effet, l'élasticité-revenu est faible dans tous les cas, tant à Toronto qu'à Montréal, beaucoup moins élevée chez les propriétaires de Toronto que ceux de Montréal et plus basse chez les locataires que les propriétaires. À l'instar des résultats de Kain et Quigley (1975), les élasticités estimées dans un modèle complet sont légèrement moins élevées que celles estimées de la même manière, c'est-à-dire à l'aide du revenu moyen de l'échantillon, dans un modèle où une seule variable indépendante intervient[18]. Cela indique que le revenu mesuré est en corrélation positive avec d'autres variables incluses dans le modèle, par exemple l'instruction.

Dans la deuxième spécification, le revenu mesuré est remplacé par ses composantes: le revenu permanent, le revenu transitoire prévu et le revenu transitoire imprévu. La somme de ces trois composantes donne le revenu mesuré et celle des deux premières, le revenu courant (1970) prévu en fonction de certaines caractéristiques, notamment le niveau d'instruction du chef de ménage (voir chapitre 2). Compte tenu des corrélations dont il est question ci-dessus, il n'est pas surprenant que l'élasticité-revenu estimée à partir de ce modèle soit beaucoup plus considérable que celle estimée à l'aide du premier modèle. Chez les propriétaires torontois, elle est de 0.28 contre 0.19 et chez les propriétaires montréalais, de 0.52 contre 0.40.

Voir note(s) à la page 215.

L'effet du revenu courant prévu (revenu permanent plus revenu transitoire prévu) est de beaucoup supérieur au revenu transitoire imprévu. La différence est presque aussi importante pour les dépenses des locataires que pour celles des propriétaires, ce qui signifie qu'aucun des ces groupes ne se fie davantage au revenu fortuit qu'aux autres sources de revenu pour choisir un logement. Cette attitude est liée aux frais de déménagement que cela entraîne dans les deux cas et à l'opinion selon laquelle toute consommation permanente doit davantage être fonction d'un revenu permanent que d'un revenu accidentel. Il est quelque peu surprenant que l'incidence ne soit pas plus forte dans le cas des propriétaires que dans celui des locataires, puisque les coûts de transactions pour les premiers sont plus élevés. Par ailleurs, la décision d'accéder à la propriété qui précède la décision relative aux dépenses est étroitement liée au revenu permanent (voir chapitre 6).

Un chef en chômage est celui qui au cours de la semaine du recensement était sans emploi. Le chômage observé indique une variance du revenu dans la mesure où il est lié à une expérience de chômage antérieure. Les résultats présentés aux tableaux 7.5 et 7.6 révèlent que l'incidence de cette situation sur la dépense est plutôt minime. En effet, même chez les propriétaires torontois, le chômage ne fait que réduire le revenu permanent d'environ $1,500. Ce résultat va tout à fait à l'encontre de celui observé dans le modèle d'accession à la propriété; en effet, le chômage a une signification statistique considérable et a un effet égal à une diminution du revenu permanent de $5,500 (tableau 6.4).

La source du revenu du ménage a un effet à la fois considérable et très significatif du point de vue statistique sur les dépenses des propriétaires au chapitre du logement; cette incidence est beaucoup moins importante chez les locataires. La présence de plusieurs soutiens de famille dans un ménage réduit de façon remarquablement uniforme la valeur du logement dans les deux villes. Selon la deuxième spécification, la valeur du logement enregistre une baisse de $1,670 à $1,750. Autrement dit, si l'épouse d'un Torontois gagne $4,650, la valeur de leur logement ne devrait pas être plus élevée que si elle restait à la maison et n'avait aucun revenu[19]. Comme on peut s'y attendre, dans le cas des locataires, la présence de deux soutiens de famille ou plus réduit le loyer mensuel brut d'un

Voir note(s) à la page 215.

montant variant entre $2.30 et $3.50 seulement. Les propriétaires sont beaucoup plus susceptibles que les locataires d'acheter un logement en fonction du revenu du chef qu'en fonction du revenu du ménage, à cause de l'engagement financier que constitue le prêt hypothécaire ainsi que de l'attitude des prêteurs hypothécaires.

Les dépenses des femmes veuves, divorcées ou séparées au chapitre du logement s'expliquent par leur situation financière particulière. Certaines d'entre elles possèdent une maison qui vaut $2,000 de plus que le montant prévu à partir de leur revenu et d'autres caractéristiques (voir la deuxième spécification). Quant à celles qui sont locataires, elles dépensent également plus que les sommes prévues selon d'autres caractéristiques, mais pas autant que les propriétaires. Ce phénomène tient probablement au fait que l'avoir de ces femmes ne dépend souvent pas de leurs propres gains antérieurs et courants, mais plutôt du revenu de l'époux. Une maison est vraisemblablement l'avoir le plus important, compte tenu de l'incidence plutôt minime de cet état matrimonial sur le loyer à payer.

Fait intéressant à noter, les femmes célibataires, toutes choses égales d'ailleurs, paient un loyer sensiblement inférieur à celui des hommes mariés, mais beaucoup plus élevé que les hommes célibataires. Comme nous l'avons déjà vu (chapitre 5), les femmes célibataires et, plus particulièrement, les jeunes femmes dans une tranche de revenu donnée sont également davantage susceptibles d'être à la tête d'un ménage que ne le sont les hommes célibataires. D'après ces deux résultats, il semble que les femmes sont beaucoup plus exigentes en matière de logement que les hommes. Il est cependant possible que ces exigences ne soient pas tant le fait d'un choix que celui de circonstances économiques particulières. En règle générale, une célibataire prévoit se marier éventuellement et ainsi faire partie d'un ménage dont le revenu sera égal à plus du double de leur revenu courant. C'est pourquoi, il est probable que la valeur de leur revenu permanent estimée en fonction de leurs propres caractéristiques soit sensiblement inférieure à leur revenu permanent réel. Le cas échéant, la forte relation positive enregistrée pour les femmes célibataires, comparativement aux hommes célibataires, permet simplement de corriger cette erreur. Les perspectives économiques qui s'offrent à une femme célibataire sont bien meilleures que ne le laisse supposer son propre revenu; il est donc possible que sa consommation, y compris sa consommation en matière de logement, soit supérieure à ce que son propre revenu lui permet.

Nous avons vu aux chapitres 5 et 6 que l'âge a une incidence très forte sur les décisions de décohabiter et d'accéder à la propriété. Au début du présent chapitre, les résultats du modèle où le revenu intervient comme seule variable indépendante ont révélé que l'effet considérable de l'âge ne s'applique pas à la décision en matière de dépenses de logement. Ces résultats sont confirmés ici. Dans le cas des propriétaires mariés, les dépenses diminuent une fois qu'ils ont dépassé un âge avancé (l'âge auquel les dépenses atteignent leur point culminant est 43 ans à Toronto et 52 ans à Montréal), mais cette baisse est minime. Quant aux chefs non mariés, tant locataires que propriétaires, leurs dépenses diminuent davantage avec l'âge que celles des chefs mariés. Ce fléchissement est tellement marqué chez les propriétaires qu'il est possible d'affirmer dans ce cas que l'âge a un effet important. Il semble plausible que cette réduction soit liée au fait qu'un parent seul dont les enfants quittent la maison n'a plus besoin d'autant d'espace, et qu'un grand logement représente un fardeau lorsqu'il n'y a pas de conjoint pour partager les travaux ménagers.

Enfin, il convient de signaler l'incidence très marquée de l'instruction. Cet effet continue d'être prononcé même lorsque le revenu permanent, qui dépend considérablement de l'instruction, est inclus dans le modèle[20]. En outre, le coefficient de cette variable est particulièrement élevé. Quatre années de scolarité de plus ajoutent $1,704 à la valeur d'une maison à Toronto et $1,828 à Montréal. Ces années de scolarité augmentent le loyer mensuel de $8.16 à Toronto et de $9.08 à Montréal. Pour les locataires et les propriétaires de Montréal et de Toronto, une année de scolarité additionnelle ajoute davantage aux dépenses qu'une augmentation de $500 du revenu permanent. Les résultats d'études réalisées aux États-Unis sont quantitativement très similaires (Morgan, 1965; Kain et Quigley, 1975). Le passage ci-dessous tiré de l'étude de Morgan apporte quelques précisions à ce sujet:

> "Bien que la formation scolaire soit un facteur important pour expliquer non seulement le revenu, mais également la consommation de logements par rapport au revenu, l'incidence n'est probablement pas due aux différences de revenus reçus ou prévus, à long terme ou au cours du cycle de vie, mais bien plutôt aux effets plus directs de l'instruction, par exemple la sécurité et la stabilité du revenu à court terme, ainsi que la capacité de

---

Voir note(s) à la page 215.

planifier et par conséquent de prendre des engagements financiers importants." Morgan, 1965, p. 306 (traduction libre)

Nos résultats, contrairement à ceux de Morgan, démontrent que l'incidence de l'instruction est en partie attribuable au lien existant entre la scolarité et le revenu permanent (voir les spécifications 1 et 2). L'hypothèse de Morgan selon laquelle le rapport entre la scolarité et la sécurité et la stabilité du revenu à court terme est la cause de son incidence sur le logement est discutable. À première vue, elle semble plausible et son effet fortement positif, quoique sans signification statistique à Toronto, qui est un autre indicateur de la stabilité du revenu, constitue une preuve empirique. Parallèlement, si l'importance de la scolarité est en grande partie attribuable à son lien avec la stabilité du revenu, son incidence en fonction du revenu permanent devrait être beaucoup plus considérable sur la valeur d'une maison que sur le loyer à cause des coûts de transactions moindres que les locataires doivent payer pour changer de logement, mais ce n'est toutefois pas le cas. De plus, le "travail autonome", caractéristique qui révèle une instabilité de revenu, ne suppose rien de moins que des dépenses plus considérables pour les propriétaires et les locataires.

7.4. Interactions du revenu et dépenses relatives au logement

La politique gouvernementale est souvent axée sur le bien-être des ménages à revenu moyen ou à faible revenu. Dans la présente section, nous étudions en quoi le comportement de ces ménages diffère de celui des ménages plus fortunés. À cette fin, les estimations du dernier modèle logit, aux tableaux 7.5 et 7.6, portent sur trois groupes: les ménages dont le revenu déclaré au recensement est inférieur à $7,500, ceux dont le revenu se situe entre $7,500 et $14,999 et ceux dont le revenu est supérieur à $15,000. Selon le nombre d'observations indiqué aux tableaux 7.7 et 7.8, la proportion de ces trois groupes dans l'échantillon observé est respectivement de 30 %, 45 % et 25 % à Toronto et de 43 %, 43 % et 14 % à Montréal.

Il n'est pas étonnant de constater que le revenu et la valeur nette d'option n'ont pas un effet statistiquement significatif sur la valeur du logement pour les deux tranches de revenu les moins élevées dans les deux villes. La plupart des ménages à faible revenu n'auraient pas les moyens de devenir propriétaires, compte tenu de ce niveau de revenu; or, des conditions financières autres que celles

TABLEAU 7.7. Estimations d'un modèle de dépenses de logement des propriétaires, selon les tranches de revenu, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

(Variable dépendante: valeur des ventes exprimée en centaines de dollars)

Variables	Toronto			Montréal		
	Moins de $7,500	$7,500 à $14,999	$15,000 et plus	Moins de $7,500	$7,500 à $14,999	$15,000 et plus
Chef de sexe féminin						
Célibataire	58.41[1]	-25.45	36.66	18.73	125.90[2]	42.26[3]
Non célibataire	- 2.19	29.27[1]	52.17[1]	4.08	8.11	-31.40
Chef de sexe masculin, non marié	-19.97	- 8.15	- 4.97	-37.28[1]	-52.64[2]	-38.21
Chef non marié[4]						
(Âge - 45)	- 1.16	- 1.60[3]	- 4.16[1]	- 1.18[3]	.27	- 3.88[3]
(Âge - 45) - au carré	.037[3]	.0072	.13	.049[3]	.0051	.16[3]
Chef marié[4]						
(Âge - 45)	.23	- .021	- .30	.42	.26	- .24
(Âge - 45) - au carré	- .025	- .028[3]	- .015	- .00028	- .038[1]	- .12[2]
Enfants moins de 6 ans présents	3.63	4.37	9.81[3]	- 2.72	- 1.08	15.27
Nombre d'enfants	- 2.94	1.30	2.70[3]	- .77	.34	- 4.46[3]
Nombre d'adultes (-2)	12.62[3]	4.47[3]	1.07	3.51	- 6.95[1]	- 8.08[3]
Chef de sexe masculin retraité[5]	27.05[3]	13.33	33.04[3]	10.89	9.54	108.15[3]
Chef en chômage[6]	-27.32[3]	-19.85[3]	22.53	.98	- 2.89	-53.02
Années de scolarité du chef	4.35[2]	3.72[2]	6.51[2]	4.83[2]	3.38[2]	11.14[2]
Présence de plus d'un soutien	6.58	-20.38[2]	-31.19[2]	-10.55	-17.24[2]	-12.47
Chef travailleur autonome	3.86	50.38[2]	46.30[2]	6.35	27.02[2]	52.45[2]
Revenu transitoire	- 3.76[3]	3.61[2]	3.06[2]	- 2.19	3.86[2]	6.19[2]
Revenu permanent	.33	4.40[2]	4.56[2]	- .85	5.08[2]	4.59[2]
Valeur nette d'option	.50[3]	.73[2]	1.03[2]	.059	.88[1]	1.52[2]
Constante	230.12[2]	223.38[2]	205.36[2]	109.64[2]	85.75[2]	12.61
R^2	.090	.088	.345	.042	.175	.399
Nombre d'observations	567	1441	1146	370	788	508
Élasticité-revenu[7]	.047	.161	.250	.018	.334	.398

[1]Significatif à 5 %.

[2]Significatif à 1 %.

[3]$|t| \geq 1$.

[4]Les statistiques F du groupe des quatre variables âge, aux lignes 4 à 7, sont .64, 1.78 et 2.21 à Toronto, et .90, 1.29 et 2.31 à Montréal.

[5]Chefs de sexe masculin âgés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6]Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7]Revenu du ménage.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

TABLEAU 7.8. Estimations d'un modèle de dépenses de logement des locataires, selon les tranches de revenu, RMR de Toronto et de Montréal, 1971

(Variable dépendante: loyer mensuel brut)

Variables	Toronto			Montréal		
	Moins de $7,500	$7,500 à $14,999	$15,000 et plus	Moins de $7,500	$7,500 à $14,999	$15,000 et plus
Chef de sexe féminin						
Célibataire	- 6.54[1]	- 6.45[1]	- 9.00	- 3.80[1]	- 1.57	-25.88[1]
Non célibataire	3.93	4.93	25.12[1]	9.67[2]	17.11[2]	- 7.08
Chef de sexe masculin, non marié	-12.94[3]	-12.34[3]	-24.18[3]	- 6.26[1]	- 8.93[3]	-23.92[1]
Chef non marié[4]						
(Âge - 45)	- .37[2]	- .27[1]	- .18	.056	.077	.39
(Âge - 45) - au carré	.011[3]	.021[3]	.0036	.0014	.0043	.0027
Chef marié[4]						
(Âge - 45)	.18	.39[1]	.50	.31[3]	.055	.68[1]
(Âge - 45) - au carré	- .011[1]	- .0064	- .049[2]	- .0075[1]	- .011[1]	- .013
Enfants moins de 6 ans présents	- 2.40	1.39	- 2.56	6.80[3]	7.95[2]	- 2.76
Nombre d'enfants	2.59[1]	5.51[2]	7.73[3]	2.17[2]	2.31[2]	- .51
Nombre d'adultes (-2)	11.29[2]	7.28[2]	6.44[3]	6.38[2]	1.51[1]	.64
Chef de sexe masculin retraité[5]	- 6.93	19.97[1]	105.24[3]	2.47	23.48[2]	9.13
Chef en chômage[6]	- 3.34	- 8.86[1]	- 5.79	- 2.01	- .31	- 6.77
Années de scolarité du chef	1.54[2]	2.12[2]	2.41[1]	2.12[2]	1.88[2]	4.58[2]
Présence de plus d'un soutien	- 2.99	- 8.13[2]	-12.15[1]	- 1.24	- 1.27	-22.66[3]
Chef travailleur autonome	18.54[2]	11.42[1]	25.65[3]	11.30[2]	13.26[2]	-14.32[1]
Sans cuisinière ni réfrigérateur	- .67	-15.94[2]	-20.30[3]	-11.29[2]	-21.99[2]	-36.68[2]
Revenu transitoire	2.65[2]	2.46[2]	1.26[2]	1.24[2]	3.07[2]	2.37[2]
Revenu permanent	3.99[2]	3.52[2]	2.92[2]	2.02[2]	3.80[2]	3.49[2]
Valeur nette d'option	.58[2]	.37[3]	.47[1]	.15[1]	.31[3]	.47[1]
Constante	90.21[2]	99.15[2]	122.66[2]	76.77[2]	70.88[2]	78.95[2]
R^2	.153	.122	.226	.103	.178	.317
Nombre d'observations	1424	1520	472	2547	2117	453
Élasticité-revenu[7]	.185	.258	.273	.124	.338	.408

[1] $|t| \geq 1$.

[2] Significatif à 1 %.

[3] Significatif à 5 %.

[4] Les statistiques F du groupe des quatre variables âge, aux lignes 4 à 7, sont 3.77, 4.11 et 3.08 à Toronto, et 1.73, 1.40 et .42 à Montréal.

[5] Chefs de sexe masculin agés de 55 ans et plus, inactifs et ayant occupé leur dernier emploi avant 1970.

[6] Actuellement en chômage, mais ayant travaillé en 1970-1971.

[7] Revenu du ménage.

Source: Recensement du Canada de 1971, bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

établies par nos variables leur permettent d'accéder à la propriété et déterminent la valeur de leur maison.

Dans tous les autres cas, le revenu transitoire ainsi que le revenu permanent ont un effet très significatif du point de vue statistique; un revenu permanent de $1,000 a invariablement une incidence quantitative plus grande qu'un revenu transitoire du même montant (graphique 7.2). À noter que dans le cas des propriétaires, les coefficients du revenu enregistrés pour les groupes à revenu moyen et élevé sont assez similaires, alors que dans le cas des locataires, les coefficients calculés pour l'une ou l'autre des composantes du revenu sont plus élevés dans le groupe à revenu moyen que dans celui à revenu élevé et ce, dans les deux villes. De plus, à Toronto, les coefficients du groupe à faible revenu sont supérieurs à ceux du groupe à revenu moyen[21]. Par conséquent, d'après ces résultats, les coefficients du revenu estimés à l'aide d'un échantillon de ménages représentant toutes les tranches de revenu donnent l'impression, à tort, qu'un transfert de revenu n'améliore pas les conditions de logement des locataires dont le revenu est faible ou moyen.

La courbe des effets de la valeur nette d'option est assez remarquable. Une hausse de $1,000 de la valeur nette d'option entraîne presque invariablement une hausse des dépenses relatives au logement qui est d'autant plus forte que la tranche de revenu est élevée. Cette tendance est particulièrement prononcée dans le cas des propriétaires et peut être attribuable au fait que plus le revenu courant du ménage est élevé, plus celui-ci sera intéressé à investir dans un logement.

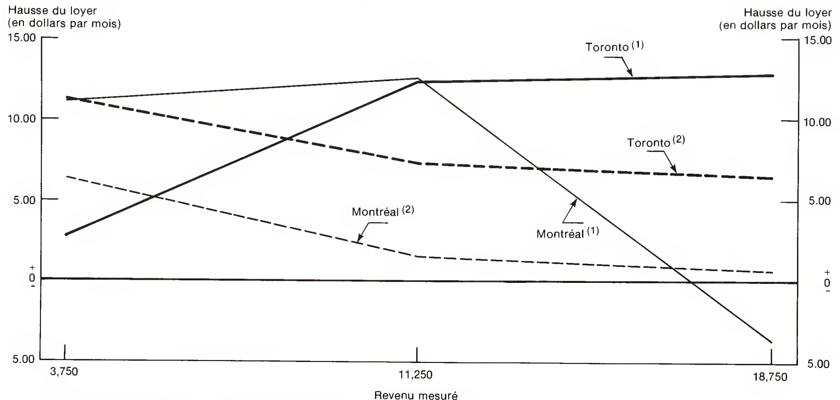
Le revenu et la composition du ménage sont très étroitement liés, en particulier dans le cas des locataires. La nature de cette interaction n'est pas du tout la même pour les enfants que pour les adultes, ce qui fait une fois de plus ressortir l'inopportunité d'établir une variable taille du ménage qui ne fait aucune distinction entre les deux (David, 1962; King, 1972). Dans les deux villes, le nombre d'enfants a un effet négatif sur la valeur du logement des gagne-petit, un effet positif minime chez les ménages à revenu moyen et, à Toronto, un effet positif plus important chez les ménages à revenu élevé. Aucun de ces coefficients, pris séparément, n'a de signification statistique. Dans le cas des locataires, la tendance

---

Voir note(s) à la page 215.

Graphique 7.2

Incidence du nombre d'enfants et d'adultes sur le loyer selon le revenu, RMR de Toronto et de Montréal



(1) Deux enfants dont au moins un n'a pas encore six ans.
(2) Un adulte de plus.

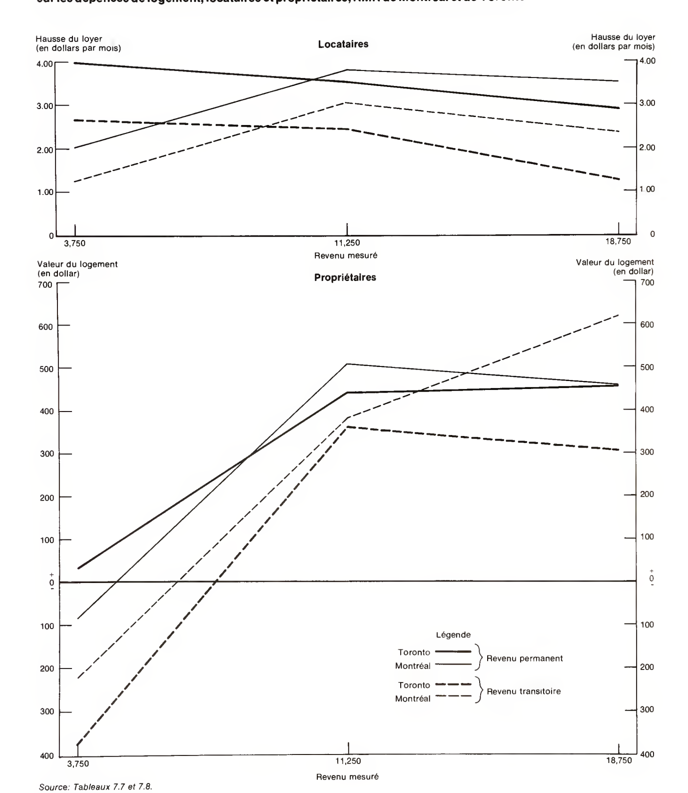
Source: Tableau 7.8.

selon laquelle l'incidence positive augmente avec le revenu est beaucoup plus marquée (graphique 7.3). L'empressement des parents à utiliser une partie de l'augmentation de leur revenu pour offrir un logement plus spacieux et plus luxueux à leurs enfants n'est pas du tout surprenant. Cependant, il est assez étonnant de constater que plus les locataires à faible revenu ont d'enfants, plus ils dépensent pour le logement. Cette situation est contraire à ce qu'on s'attendrait de trouver, compte tenu des résultats d'études menées aux États-Unis (David, 1962). En effet, les familles nombreuses à faible revenu, chez nos voisins du Sud, choisissent souvent d'habiter un logement de qualité inférieure, pour pouvoir faire face à toutes les autres dépenses. Au Canada, le fait que les allocations familiales viennent grossir le revenu du ménage à mesure que le nombre d'enfants augmente incite les parents à dépenser davantage pour le logement.

Bien que les dépenses pour le logement augmentent en fonction du nombre d'enfants et du revenu du ménage, le nombre d'adultes a un effet contraire. À Toronto, le loyer mensuel augmente de $11.29 par adulte additionnel chez les moins fortunés et de seulement $6.44 chez les plus fortunés. À Montréal, ces hausses s'élèvent respectivement à $6.38 et $0.64. Nous croyons qu'il s'agit là d'une des raisons qui incitent des adultes à se joindre à un ménage. Chez les ménages à faible revenu, il est davantage probable que des adultes partagent un logement surtout pour des raisons économiques, tout en posant comme condition la location d'un logement plus spacieux. Dans le cas des ménages plus aisés, le logement est au départ plus spacieux; il est probable en outre que la présence d'un autre adulte soit justifiée pour des motifs de toute autre nature.

Graphique 7.3

Incidence d'un revenu transitoire de $1,000 et d'un revenu permanent de $1,000 sur les dépenses de logement, locataires et propriétaires, RMR de Montréal et de Toronto



Source: Tableaux 7.7 et 7.8.

NOTES

[1]Le "prix net" du logement est une notion définie au chapitre 4. Il s'agit en fait du prix d'un logement qui possède certaines caractéristiques très précises. À l'intérieur d'un secteur donné du marché, la catégorie d'une maison est indexée selon le rapport de sa valeur à celle de la maison type. Cela signifie que les logements situés près du centre d'une ville, toutes choses égales d'ailleurs, se classent dans une "catégorie" de logements supérieure à celle des logements de banlieue parce que la valeur des terrains est plus élevée. Cette notion de prix, quoique courante dans les ouvrages économiques, y compris les documents sur l'économie du logement (par exemple, Muth, 1960), n'est pas toujours utilisée dans les ouvrages sur l'économie du milieu urbain. Par exemple, Polinsky (1977) ne considère pas le prix comme étant le prix d'une maison type dans un secteur donné. À son avis, la variation de la valeur d'un logement imputable à celle de la valeur du terrain sur lequel il est situé est en fait une variation du prix net plutôt qu'une variation de la catégorie. On applique parfois une troisième notion de prix, le prix brut défini comme le prix de Polinsky plus les frais de transport au travail. On verra que si tous les gens travaillent au centre de la ville et si la valeur des terrains augmente en fonction de la distance qu'ils doivent parcourir à partir du centre de la ville, ce qui indique que les frais de déplacement, le prix brut équivaut en fait à notre notion de prix. Par ailleurs, si deux chefs de ménage travaillent à deux endroits différents, alors le prix d'une maison, peu importe où elle est située ne sera pas le même dans les deux cas. Cette notion de prix est utilisée par Straszheim (1975). Son utilité a été mise en doute par ceux qui ne croient pas que le lieu de travail est un facteur déterminant du choix du logement (Richardson, 1971).

[2]Supposons l'équation $h = \alpha + \beta y$, où h est les dépenses de logement. Alors $\frac{dh}{dy}(y/h)$, l'élasticité de h par rapport à y, est égal à $\frac{\beta y}{\alpha + \beta y}$. Si α est positif, ce terme est inférieur à 1. À mesure que y augmente, $\frac{\beta y}{\alpha + \beta y} \rightarrow \frac{\beta y}{\beta y} = 1$.

[3]Supposons que $h = e^{\gamma_0} y^{\gamma_1}$. Alors l'élasticité de h par rapport à y est γ_1. À noter que $h = e^{\gamma_0} y^{\gamma_1}$ peut être exprimé comme suit: $\log h = \gamma_0 + \gamma_1 \log y$.

[4]Plus précisément, la part de la variation du log naturel des dépenses de logement (indiquée par la valeur de vente dans le cas des propriétaires et par le loyer brut dans celui des locataires), expliquée par la variation du log naturel du revenu est en général beaucoup moins élevée (pour la spécification linéaire) que la part de la variation des dépenses du logement expliquée par la variation du revenu. À vrai dire, on a presque toujours prétendu que les R^2 de ces deux équations n'étaient pas comparables (Theil, 1961, p. 212) lorsqu'il faut déterminer l'utilité relative des deux spécifications. Dernièrement, d'aucuns ont soutenu que ces deux R^2 peuvent être souvent comparés (Granger et Newbold, 1976).

[5]Cette tendance se produit également, quoique de façon moins marquée, lorsque les élasticités linéaires sont calculées à l'aide du revenu moyen de l'échantillon utilisé pour les estimations.

[6]Nous utilisons les résultats de de Leeuw, Carliner, et ceux de Kain et de Quigley obtenus à l'aide de spécifications similaires aux nôtres. Les spécifications de Carliner comprennent les prix, ce qui augmente leur comparabilité avec les résultats de Kain et Quigley concernant un marché unique.

[7]Dans un très récent document, Smith et Campbell (1978) font valoir que le fait que les élasticités estimées à l'aide des moyennes des villes soient beaucoup plus considérables que celles estimées au moyen de microdonnées vient de ce que l'utilisation des moyennes des villes équivaut à répartir les données selon certaines valeurs de la variable dépendante et, comme l'ont démontré Feige et Watts (1972), à biaiser par excès les estimations des coefficients. Le point soulevé ici et explicité davantage plus loin est le suivant: l'existence d'usages dans une collectivité est la raison pour laquelle l'utilisation des moyennes des villes équivaut à répartir les données selon la valeur de la variable dépendante, soit la valeur du logement.

[8]Nous constatons que l'"ensemble minimal" est quelque peu lié au seuil de subsistance posé comme hypothèse dans les fonctions de la demande de Stone (Green, H.A.J., Consumer Theory, 1971, pp. 136 et 137). Or, c'est la collectivité qui impose l'ensemble optimal; il n'est pas choisi par le ménage, contrairement au niveau de subsistance.

[9] Cette probabilité peut se calculer comme suit. La probabilité qu'un ménage recherche un logement de qualité supérieure est de 0.05. Par conséquent, la moyenne pour la population est de 0.05, la variance de la population, 0.0475 et l'écart type, 0.218. Pour un échantillon de 90,000 ménages, la moyenne probable de l'échantillon est de 0.05 et l'écart type de la moyenne de l'échantillon est 0.218/300 = 0.00073. Pour un échantillon de 2,500 ménages, la moyenne probable de l'échantillon s'élève à 0.05, mais l'écart type de la moyenne de l'échantillon est 0.218/50 = 0.00436. Conformément au théorème de la limite centrale, supposons que la moyenne de l'échantillon accuse une distribution normale. En conséquence, la probabilité que le taux d'inoccupation soit supérieur à 10 % est, dans le premier cas, égale à zéro et, dans le second cas, de 12.5 %.

[10] Ces observations reposent en grande partie sur les résultats d'une régression linéaire.

[11] Sa spécification est log et, en conséquence, ces R^2 se rapportent à l'explication des écarts en pourcentage du prix d'achat. Elle renferme un certain nombre de variables en plus du revenu courant, mais ne comporte aucun substitut du revenu moyen gagné durant le cycle de vie, par exemple le nombre d'années de scolarité (King, 1972, tableau V.3, p. 175).

[12] La variable "sans cuisinière ni réfrigérateur" est également incluse dans les équations du locataire. Elles prennent la valeur un si le bailleur ne fournit ni cuisinière ni réfrigérateur au locataire. Le cas échéant, comme ce dernier doit se les procurer lui-même, il faut diminuer en conséquence le loyer brut. À Toronto, les estimations paramétriques indiquent que le coût théorique ou réel de location de ces appareils s'élève à environ $10 par mois. À Montréal, les mêmes estimations atteignent $19 et laissent à entendre que cette variable y joue un rôle plus considérable. En effet, il se peut que les ménages montréalais qui ont leur cuisinière doivent payer leurs frais de chauffage et il se peut également que les données du recensement ne sont pas suffisamment rectifiées pour tenir compte de cette situation. (La correction estimée de Kain et Quigley est de $20, bien que le loyer moyen soit beaucoup moins élevé (1975, pp. 158 et 201).)

[13] Chiffres fondés sur la deuxième spécification.

[14] D'après les chiffres obtenus pour les propriétaires, on peut supposer que chaque $100 de la valeur de la maison entraîne une dépense mensuelle de $1. Cette hypothèse repose sur une pratique qui a cours dans le domaine immobilier et selon laquelle la valeur d'un logement est égale à 100 fois le loyer mensuel. Si une propriété n'est pas hypothéquée, la sortie de liquidités est de beaucoup inférieure à cette somme, bien qu'il soit possible que la dépense théorique ne le soit pas.

[15] (1971, pp. 144, 145 et 157). L'échantillon de Goldstein se limite aux ménages qui ont déménagé récemment.

[16] En 1976, cette pratique était tellement répandue que la ville de Toronto a adopté une loi l'interdisant dans certains cas. Il convient de souligner que, dans son étude, Goldstein utilise des données sur l'agglomération de San Francisco, alors que Kain et Quigley, qui utilisent des données sur la ville de St. Louis constatent l'incidence négative des enfants sur le loyer (1975). On peut émettre l'hypothèse que dans une ville prospère comme San Francisco où le taux d'inoccupation est faible, les propriétaires sont réticents à louer à des familles qui ont des enfants, comparativement à une ville comme St. Louis où l'on trouve des quartiers insalubres; en conséquence, on peut déduire qu'à San Francisco les ménages qui ont des enfants paient un loyer plus élevé non pas par choix, mais parce qu'ils sont forcés de verser une prime de rareté.

[17] Calculs fondés sur les bandes-échantillon à grande diffusion sur les ménages.

[18] Dans le cas des propriétaires, ces élasticités estimées à partir du modèle où le revenu intervient comme seule variable indépendante sont de 0.23 à Toronto et 0.45 à Montréal. Chez les locataires, elles s'élèvent toutes deux à 0.24.

[19] Ces chiffres ont été calculés à partir de l'observation selon laquelle l'effet d'un revenu transitoire additionnel de $1,000, comme l'indique la deuxième spécification, correspond en valeur absolue à 3.76/17.47 de l'effet de la présence de plus d'un soutien de famille.

[20]Dans la première spécification, la valeur de t s'élève à 14.3 pour les propriétaires torontois et à 11.0 pour les propriétaires montréalais; dans la deuxième, cette valeur est respectivement de 6.3 et 5.1. Chez les locataires, la valeur de t atteint respectivement, d'après les deux spécifications, 12.9 et 16.6, et 6.3 et 9.5.

[21]Les valeurs de t du revenu permanent des propriétaires pour les trois tranches de revenu, en commençant par la plus faible, sont de 0.1, 3.7 et 8.4 à Toronto, et de - 0.3, 3.9 et 3.9 à Montréal. Les valeurs de t calculées pour les locataires sont de 5.9, 5.4 et 4.3 à Toronto, et de 4.3, 8.0 et 3.9 à Montréal. Les valeurs de t du revenu transitoire sont sensiblement les mêmes, exception faite de celle des propriétaires (11.4) et locataires montréalais (6.0).

BIBLIOGRAPHIE

Birnbaum, Howard et Weston, Rafael. 1974. Home Ownership and the Wealth Position of Black and White Americans. Review of Incomes and Wealth, Séries 20, n°. 1 (mars): pp. 103-18.

Bossons, John. 1973. Credit Rationing, Indivisibilities, Portfolio Balance Effects, and the Wealth Elasticity of the Demand for Housing Toronto: Working paper, Institute for the Quantitative Analysis of Social and Economic Policy, University of Toronto.

Canada. Bureau fédéral de la statistique. 1949. Recensement du Canada de 1941, volume IX, Logement. Ottawa: Imprimeur du Roi.

Canada. Bureau fédéral de la statistique. 1970. Recensement du Canada de 1961, volume 2.2, Caractéristiques de l'habitation. Ottawa: Imprimeur de la Reine.

Canada. Statistique Canada. 1972. Dictionnaire des termes du recensement. Ottawa.

Canada. Statistique Canada. 1976. Recensement du Canada de 1971, volume II.2, Familles. Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1976. Recensement du Canada de 1971, volume II.3 et II.4, Caractéristiques de l'habitation. Ottawa: Information Canada.

Canada. Statistique Canada. 1976. Recensement du Canada de 1971, Documentation des bandes-échantillon à grande diffusion. Ottawa.

Carliner, Geoffrey. 1973. Income Elasticity of Housing Demand. Review of Economics and Statistics, LV (novembre): pp. 528-32.

Carliner, Geoffrey. 1974. Determinants of Home Ownership. Land Economics, (mai): pp. 109-19.

Carliner, Geoffrey. 1975. Determinants of Household Headship. Journal of Marriage and the Family, (février): pp. 28-38.

Central Mortgage and Housing Corporation. 1968, 1970, 1971, 1972, 1975. Statistique du logement au Canada. Ottawa: Société Centrale d'Hypothèques et de Logement.

Cragg, J.G. et Uhler, R.S. 1971. The Structure of the Asset Portfolio of Households. Review of Economic Studies, 38: pp. 341-57.

David, M.H. 1962. Family Composition and Consumption. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.

De Leeuw, Frank. 1971. The Demand for Housing: A Review of Cross-section Evidence. Review of Economics and Statistics, LIII (février): pp. 1-10.

Derkowski, Andrzej. 1976. Costs in the Land Development Process. Toronto: Housing and Urban Development Association of Canada.

Duesenberry, James S. 1962. Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior. Harvard Economic Study No. 87. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

Fair, Ray C. 1971. A Short Run Forecasting Model of the United States Economy. Lexington, Mass.: D.C. Heath and Company.

Feige, Edgar et Watts, Harold. 1972. An Investigation of the Consequences of Partial Aggregation of Micro-Economic Data. Econometrica, 40: pp. 343-60.

Friedman, Milton. 1957. A Theory of the Consumption Function. Princeton: Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research.

Goldstein, Gerald S. 1971. Household Behaviour in the Housing Market: A Cross-section Study of Households in the San Francisco Bay Area, 1965. Thèse de doctorat non publiée, Université de Princeton. Ann Arbor: University Microfilms.

Granger, C.W.J. et Newbold, P. 1976. The Use of xR^2 to Determine the Appropriate Transformation of Regression Variables. Journal of Econometrics, 4, n°. 2: pp. 205-10.

Green, H.A. John. 1976. Consumer Theory (édition revisée). London: The Macmillan Press Limited.

Greenway, Harold F. 1941. Logement au Canada. Monographie du recensement de 1931 n° 8. Ottawa: Imprimeur du Roi.

Holmes, R.A. 1974. La rentabilité économique de l'éducation au Canada, n° 13-556 au catalogue de Statistique Canada. Ottawa: Information Canada.

Johnston, J. 1972. Econometric Methods, deuxième édition. New York: McGraw-Hill Book Company.

Kain, John F. et Quigley, John M. 1972. Notes on Owner's Estimate of Housing Value. Journal of the American Statistical Association, 67 (décembre): pp. 803-6.

Kain, John F. et Quigley, John M. 1975. Housing Markets and Racial Discrimination: A Microeconomic Analysis. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

King, Alvin Thomas. 1972. Land Values and the Demand for Housing: A Microeconomic Study. Thèse de doctorat non publiée, Yale University. Ann Arbor: University Microfilms.

Kirkland, John S. 1971. Demographic Aspects of Housing Demand to 1986. Ottawa: Economics and Statistics Division, Central Mortgage and Housing Corporation.

Kish, Leslie et Lansing, John B. 1954. Response Errors in Estimating the Value of Homes. Journal of the American Statistical Association, 49 (septembre): pp. 521-38.

Lee, Tong Hun. 1963. Demand for Housing: A Cross-section Analysis. Review of Economics and Statistics, 45: pp. 190-6.

Lewis, J. Parry. 1965. Building Cycles and Britain's Growth. London: Macmillan and Company Limited.

Li, Mingche M. 1977. A Logit Model of Homeownership. Econometrica, 45 (juillet): pp. 1081-97.

Maisel, Sherman J. 1965. Nonbusiness Construction. James S. Duesenberry, Gary Fromm, Lawrence R. Klein, and Edwin Kuh, éds., The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. Chicago: Rand, McNally and Company.

Markusen, James R. et Scheffman, D.T. 1977. Speculation and Monopoly in Urban Development: Analytical Foundations with Evidence for Toronto. Toronto: University of Toronto Press for the Ontario Economic Council.

Modigliani, Franco et Brumberg, Richard. 1955. Utility Analysis and the Consumption Function: An interpretation of Cross-section Data. Kurihara, K.K., éd., Post-Keynesian Economics: pp. 388-436. New Brunswick, New Jersey: Rutgers University Press.

Morgan, James N. 1965. Housing and Ability to Pay. Econometrica, 33 (avril): pp. 289-306.

Muth, Richard F. 1960. The Demand for Non-Farm Housing. Dans Arnold C. Harberger, éd., The Demand for Durable Goods. Chicago: The University of Chicago Press.

Muth, Richard F. 1969. Cities and Housing. Chicago: The University of Chicago Press.

Pickvance, C.G. 1974. Life cycle, Housing Tenure and Residential Mobility: A Path Analytic Approach. Urban Studies, II: pp. 171-88.

Pindyck, Robert S. et Rubinfeld, Daniel L. 1976. Econometric Models and Economic Forecasts. New York: McGraw-Hill Book Company.

Polinsky, A. Mitchell. 1977. The Demand for Housing: A Study of Specification and Grouping. Econometrica, 45, n°. 2: pp. 447-61.

Prais, S.J. et Housthakker, H.S. 1971. The Analysis of Family Budgets, deuxième impression. Cambridge: Cambridge University Press.

Priest, Gordon, Alford, D. et Bailey, M. 1973. Evaluation des déclarations du recensement de 1971 sur la "valeur marchande" des logements occupés par leur propriétaire: microcouplage avec les catalogues de ventes fournis par les membres de l'Association des agents immobiliers du Canada. Rapport d'enquête n° CDN-71-E-9. Ottawa: Statistique Canada.

Rapport de la Commission fédérale d'étude sur le logement et l'aménagement urbain. 1969. Rapport. (Rapport de Hellyer). Ottawa: Imprimeur de la Reine.

Rashid, A. 1976. Évaluation des données sur le revenu tirées du recensement du Canada de 1971. Division des Caractéristiques, notes de recherches n° 71-EC-5. Ottawa: Statistique Canada.

Reid, Margaret G. 1962. Housing and Income. Chicago: The University of Chicago Press.

Richardson, Harry W. 1971. Urban Economics. Harmondsworth, Middlesex: Penguin Books Limited.

Ricketts, Mark. 1977. Home Sweet Home. Financial Post, (15 octobre): p. 7.

Shelton, John P. 1968. The Costs of Renting Versus Owning a Home. Land Economics, 44, n°. 1 (février): pp. 59-72.

Smith, Lawrence Berk. 1974. The Post-war Canadian Housing and Residential Mortgage Markets and the Role of Government. Toronto: University of Toronto Press.

Smith, Barton et Campbell, Jr. J.R. 1978. Aggregation Bias and the Demand for Housing. International Economic Review, 19, n°. 2: pp. 495-505.

Steele, M.L. 1972. Dwelling Starts in Canada, 1921-1940. Thèse de doctorat non publiée. Toronto: Université de Toronto.

Steele, Marion et Buckley, Margaret. 1976. Error in Estimating the Value of Homes: A Source of Downward Bias in Estimated Elasticities of Demand for Housing. 1976 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association.

Straszheim, Mahlon R. 1975. An Econometric Analysis of the Urban Housing Market. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

Struyk, Raymond J. avec l'aide de Marshall, Sue. 1974. The Determinants of Household Home Ownership. Urban Studies, 11, n°. 3 (octobre): pp. 289-99.

Struyk, Raymond J. avec l'aide de Marshall, Sue. 1976. Urban Homeownership Lexington: Lexington Books, D.C. Heath and Company.

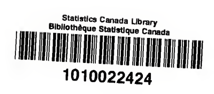
Toronto Real Estate Board. 1976. Schedule of Unit Costs, 1976. Toronto: Toronto Real Estate Board.

Theil, H. 1961. Economic Forecasts and Policy. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.

Waslander, H.E.L. 1973. Les revenus des secteurs et les recettes publiques dans le modèle 1.0. Ottawa: Conseil économique du Canada.

Winger, A.R. 1963. An Approach to Measuring Potential Upgrading Demand in the Housing Market. Review of Economics and Statistics, XLV, n°. 3 (août): pp. 239-45.

Woodard, H. 1959. Canadian Mortgages. Don Mills, Ontario: Collins.


Statistics Canada Library
Bibliothèque Statistique Canada
1010022424